Journal of Environmental and Natural Resource Economics
Volume 4, Number 9, Summer 2024, pp. 175-211
Jiee.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/EENR.2025.82155.191

Original Research
Received: 29/Sep/2024
Accepted: 26/Jan/2025
ISSN: 2538-4791
eISSN: 2538-483X

Public Debts; Environment Friendly or its Destroyer? Threshold Role of Natural Resource Rent and Control of Corruption

Abolghasem Golkhandan –

Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.

Abstract

Public debt can affect environmental quality in world countries through various mechanisms, including control of corruption and natural resource rent. In this regard, this study uses a threshold panel regression model and the load capacity factor (LCF) as an environmental sustainability assessment index to analyze the effect of public debt on the environment quality in 67 countries between the years 2002 and 2022 and according to the threshold effects of natural resource rent and control of corruption. The results show that the threshold level of the total natural resources rents as a share of the GDP is 12.385 percent and the threshold level of the control of corruption index is 0.882. In the model with the threshold variable of natural resource rent, the effect of public debts is insignificant in the first regime, but negative in the second regime. In the model with the threshold variable of control of corruption, the effect of public debts is negative in the first regime, but positive in the second regime. Based on this, it can be said that the natural resources rent and control of corruption play an important role in the type and intensity of public debt's impact on environmental sustainability. Based on other results, per capita energy consumption and population density have a negative and significant effect on LCF and the environmental hypothesis of load capacity curve (LCC) is also confirmed.

Introduction

The recent history emphasizes two distinguishing features of unsustainable development, stemming from global environmental degradation and from rising sovereign indebtedness.According to the Global Footprint Network (GFN) Annual Report (2022), the per capita level of ecological footprint (in global hectares) in the world in 2022 has exceeded its biological capacity by about 70%. This year, the per capita ecological footprint was about 1.51; while the amount of biological capacity per capita is estimated at 2.58, which shows the ecological deficit per capita at about 1.07. Also, more than 85% of the world's population lives in countries that are facing the issue of "environmental deficit" due to the emission of pollutants

– Corresponding Author: m_tahami@sbu.ac.i
How to Cite: Golkhandan A. (2024). Public Debts; Environment Friendly or its Destroyer? Threshold Role of Natural Resource Rent and Control of. Journal of Environmental and Natural Resource Economics, 9(4), pp. 175-211.

exceeding the absorption capacity of nature. On the fiscal policy side, the post-1970s oil shocks era is characterized by persistent deficits, which fueled an increasing trend in the public debt-to-GDP ratios worldwide and resulted into historically-exceptional indebtedness nowadays.

A fundamental debate concerns the environmental and climate consequences of these large indebtedness levels. The pessimistic view in this regard believes that high public debt may hurt economic growth and damage the natural environment by hindering the implementation of environmental protection programs. This could undermine the ability of indebted economies to engage in sustainable energy transition. In contrast, the alternative view holds that public debt can enhance environmental quality by financing investments in low-carbon technologies, clean energy projects, or environmental research and development activities that primarily benefit future generations. Based on the combination of the above two views, another view (the third view) can be imagined. In this way, the effect of public debt on the quality of the environment depends on various factors such as the degree of institutional quality and the level of natural resources. Good institutions use government debt effectively to finance environmentally friendly projects and research funds to develop clean energy technologies such as renewable energy projects. In addition, debt repayment can force highly indebted economies to increase pressure on the natural environment and environmental degradation to raise public revenues.

Based on the above explanations, the main purpose of this research is to empirically analyze the effect of public debt on the environmental sustainability in 67 countries between 2002 and 2022 and considering the threshold effects of natural resource rent and control of corruption (institutional quality index).

Methods and Material

This study builds the following threshold regression modll bdddd on Hnnsnn's threshold regression model and assumes the existence of a single threshold effect to specifically examine the threshold effects of natural resource rent, and control of corruption on public debt on environmental quality (Eq. (1) and Eq. (2)):

$$\begin{aligned} \ln LCF_{it} = {} & \Phi_1 \ln Debt_{it}\, I(NRR_{it} \le \omega_1) + \Phi_2 \ln Debt_{it}\, I(NRR_{it} > \omega_1) \\ & + \varphi_1 \ln GDP_{it} + \varphi_2 \ln GDP_{it}{}^2 + \varphi_3 \ln EC_{it} + \varphi_4 \ln PD_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \\ & I(NRR_{it} \le \omega_1) = 1 \text{ if} NRR_{it} \le \omega_1 \\ & I(NRR_{it} > \omega_1) = 1 \text{ if} NRR_{it} > \omega_1 \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln LCF_{it} = {} & \Phi_1 \ln Debt_{it}\, I(COC_{it} \le \omega_2) + \Phi_2 \ln Debt_{it}\, I(COC_{it} > \omega_2) \\ & + \varphi_1 \ln GDP_{it} + \varphi_2 \ln GDP_{it}{}^2 + \varphi_3 \ln EC_{it} + \varphi_4 \ln PD_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \\ & I(COC_{it} \le \omega_2) = 1 \text{ if} COC_{it} \le \omega_2 \\ & I(COC_{it} > \omega_2) = 1 \text{ if} COC_{it} > \omega_2 \end{aligned} \quad (2)$$

Where lnLCF represents natural logarithm of load capacity factor, which is equal to biocapacity (per capita) / ecological footprint (per capita). This indicator measures environmental quality. lnGDP (natural logarithm of real gross domestic product per capita, constant 2015 dollars), lnEC (natural logarithm of Primary energy

consumption per capita; kWh/person), and lnPD (natural logarithm of population density; people per sq. km of land area) are control variables other than lnDebt that have an impact on the functioning of the LCF. lnDebt is the natural logarithm of public debt % of GDP of each country. NRR (total natural resource rents % of GDP) and COC (control of corruption) are the threshold variables. $\Phi_1, \Phi_2, \varphi_1, \varphi_2, \varphi_3, \varphi_4$ are the coefficients. ω_1 and ω_2 denote the threshold values. μ_i is an individual effect, which means it is a constant influencing factor. ϵ_{it} is a term for random interference. The pertinent variables are logarithmically treated to remove heteroscedasticity.

Results and Discussion

This study first examines the possibility of a threshold effect. The demonstrate that there is a single threshold for Debt to LCF, with thresholds of 12.385 and 0.882, and that there is neither a double nor a triple threshold when NRR and the control of corruption are the threshold variables. This demonstrates that there are two levels of differences and a threshold effect between Debt and environmental quality.In the model with the threshold variable of natural resource rent, the effect of public debts is insignificant in the first regime, but negative in the second regime. In the model with the threshold variable of control of corruption, the effect of public debts is negative in the first regime, but positive in the second regime. Based on other results, per capita energy consumption and population density have a negative and significant effect on LCF and the environmental hypothesis of load capacity curve (LCC) is also confirmed.

Conclusion

Based on the results, it can be said that the natural resources rent and control of corruption play an important role in the type and intensity of public debt's impact on environmental sustainability. Based on this, a serious effort to control corruption and apply anti-corruption policies in the fields where corruption leads to the reduction of financial resources and investment in clean energy and environment-friendly projects by diverting and wasting public debts, is suggested. Also, since public debt in countries with high levels of natural resources through the rapid extraction and sale of these resources leads to a decrease in environmental sustainability, public debt control and proper management of the ratio of debt to GDP is necessary in order to reduce the speed of natural resource extraction. In addition, it is necessary to allocate an optimal share of the rent resulting from the sale of natural resources to green funds in order to invest in appropriate and environmentally friendly technologies.

Keywords: Public Debt, Load Capacity Factor, Threshold Effects, Natural Resource Rent, Control of Corruption

JEL Classification: Q56 , Q0 , H6 , E02 , E00

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۰۷

ISSN: ۲۵۳۸-۴۷۹۱

eISSN: ۲۵۳۸-۴۸۳X

– فصلنامه محیط زیست و منابع طبیعی ---

سال ٤، شماره ۹، تابستان ۱٤۰۳، صفحات ۱۷۵-۲۱۱

Jiee.atu.ac.ir

DOI: http://dx.doi.org/10.22054/EENR.2025.82155.191

بدهی‌های عمومی؛ دوستدار محیط زیست یا تخریب‌کننده آن؟ نقش آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و کنترل فساد

ابوالقاسم گل‌خندان * دکترای اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصاد و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

چکیده

بدهی‌های عمومی می‌تواند از طریق سازوکارهای مختلف، ازجمله کنترل فساد و رانت منابع طبیعی، سطح کیفیت محیط زیست را در کشورهای جهان متأثر کند. در این راستا، این مطالعه با به‌کارگیری یک الگوی رگرسیون پانل آستانه‌ای و استفاده از ضریب ظرفیت بار (LCF) به‌عنوان شاخص ارزیابی پایداری زیست‌محیطی به تجزیه‌وتحلیل اثر بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط زیست در ۶۷ کشور جهان، بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۲ و با توجه به اثرات آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و کنترل فساد پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه‌ای سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP، ۱۲/۳۸۵ درصد و حد آستانه‌ای شاخص کنترل فساد، ۰/۸۸۲ است. در الگو با متغیر آستانه‌ای رانت منابع طبیعی، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم نخست بی‌معنا، اما در رژیم دوم، منفی است. در الگو با متغیر آستانه‌ای کنترل فساد نیز، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم نخست منفی، اما در رژیم دوم، مثبت است. بر این اساس می‌توان گفت که رانت منابع طبیعی و کنترل فساد، نقش مهمی در نوع و شدت اثرگذاری بدهی‌های عمومی بر پایداری زیست‌محیطی دارد. براساس سایر نتایج، سرانه مصرف انرژی و تراکم جمعیت، اثر منفی و معنادار بر LCF داشته‌اند و فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار (LCC) مورد تأیید قرارمی‌گیرد.

کلیدواژه‌ها: بدهی‌های عمومی، ضریب ظرفیت بار، اثر آستانه‌ای، رانت منابع طبیعی، کنترل فساد

طبقه‌بندی JEL: E00 , H02 , H6 , Q0 , Q56

– نویسنده مسئول: m_tahami@sbu.ac.i

۱. مقدمه

سیر تاریخی گذشته بر دو ویژگی متمایز توسعه ناپایدار که عبارتند از تخریب جهانی محیط زیست و افزایش بدهی دولتی، تأکید دارد. این دو ویژگی، ساختاری هستند و انتظار می‌رود که طی سال‌های آتی نیز باقی بمانند (بولی و همکاران[1]، ۲۰۲۲). در بخش آب‌وهوا، انتشار جهانی CO_2 مرتبط با مصرف انرژی، در سال ۲۰۱۸ به بالاترین سطح تاریخی خود رسید (آژانس بین‌المللی انرژی[2] (IEA)، ۲۰۱۹) و این مسئله بدهی‌های زیست‌محیطی یا اقلیمی را که توسط نسل‌های آینده متحمل خواهد شد، تقویت کرد (بولی و همکاران، ۲۰۲۲). براساس آمار گزارش سالیانه شبکه ردپای جهانی[3] (GFN) (۲۰۲۲)، سطح سرانه ردپای اکولوژیکی (برحسب هکتار جهانی) در جهان در سال ۲۰۲۲، حدود ۷۰ درصد از ظرفیت زیستی آن فراتر رفته است. در این سال، سرانه ظرفیت زیستی، حدود ۱/۵۱ بوده است؛ درحالی‌که میزان سرانه ردپای اکولوژیکی ۲/۵۸ برآورد شده که نشان از کسری اکولوژیکی سرانه در حدود ۱/۰۷ است. همچنین، بیش از ۸۵ درصد از جمعیت جهان در کشورهایی زندگی می‌کنند که به دلیل انتشار آلاینده‌های بیش از ظرفیت جذب طبیعت، با موضوع «کسری زیست‌محیطی» مواجه هستند. انباشت چنین کسری‌هایی باعث ایجاد بدهی زیست‌محیطی می‌شود که به صورت «انباشت اثرات زیست‌محیطی گذشته ناشی از کاهش منابع طبیعی و تخریب محیط زیست، بدهکار به نسل‌های آینده» تعریف می‌شود و با «هزینه‌های مورد نیاز برای بازسازی آسیب‌های زیست‌محیطی که از نظر اقتصادی و فنی قابل ترمیم هستند» اندازه‌گیری می‌شود (جرنلوف و ادنمارک[4]، ۱۹۹۲؛ آذر و هلمبرگ[5]، ۱۹۹۵).

از جنبه سیاست مالی نیز، دوران شوک‌های نفتی پس از دهه ۱۹۷۰ با کسری‌های مداوم برجسته و نمایان می‌شود که به روند افزایشی نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در سراسر جهان دامن زد و امروزه منجر به بروز بدهی‌های استثنایی تاریخی شده است. براساس آمار صندوق بین‌المللی پول[6] (IMF) در سال ۲۰۲۴، سطح بدهی عمومی جهانی

1. Boly et al.
2. International Energy Agency (IEA)
3. Global Footprint Network (GFN)
4. Jernelöv & Edenmark
5. Azar, & Holmberg
6. International Monetary Fund (IMF)

بسیار بالاست و پیش‌بینی می‌شود تا پایان این سال از ۱۰۰ تریلیون دلار یا حدود ۹۳ درصد تولید ناخالص داخلی جهانی فراتر رود و تا سال ۲۰۳۰ به ۱۰۰ درصد تولید ناخالص داخلی نزدیک شود. این مقدار ۱۰ درصد از نسبت بدهی عمومی جهانی به تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۱۹ یعنی قبل از همه‌گیری کووید ۱۹، بالاتر است.

یک بحث اساسی مربوط به پیامدهای زیست‌محیطی و آب‌وهوایی این سطوح بزرگ بدهی‌های عمومی است. در این راستا دو دیدگاه متناقض از بعد نظری مطرح می‌شود: دیدگاه نخست (دیدگاه بدبینانه) این است که بدهی عمومی بالا ممکن است به رشد اقتصادی لطمه بزند و با ممانعت از اجرای برنامه‌های حفاظت از محیط زیست به محیط زیست طبیعی و پایداری آن آسیب برساند. این می‌تواند توانایی اقتصادهای بدهکار را برای مشارکت در انتقال انرژی پایدار تضعیف کند (بولی و همکاران، ۲۰۲۲). به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، بدهی‌های عمومی می‌تواند ظرفیت بسیج منابع داخلی و درنتیجه سرمایه‌گذاری در سازگاری با تغییرات اقلیمی را محدود کند (ون‌دن‌برگ[1]، ۲۰۱۳). در مقابل، دیدگاه جایگزین و خوش‌بینانه‌تر معتقد است که بدهی‌های عمومی می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی را با تأمین مالی سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کم کربن، پروژه‌های انرژی پاک یا فعالیت‌های پژوهش و توسعه زیست‌محیطی که عمدتاً به نفع نسل‌های آینده است، افزایش دهد (دام و دورماز[2]، ۲۰۲۴). در این دیدگاه، به لطف سرمایه‌گذاری‌های تأمین مالی‌شده توسط هزینه‌های عمومی در دانش کاهش تخریب محیط زیست، پایداری بدهی عمومی و حفظ محیط زیست می‌تواند به‌طور هم‌زمان برقرار و سازگار باشد. براساس ترکیب دو دیدگاه فوق، می‌توان دیدگاه دیگری (دیدگاه سوم) نیز متصور شد. به این صورت که تأثیر بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط زیست به عوامل مختلفی نظیر درجه کیفیت نهادی و سطح منابع طبیعی وابسته است. نهادهای خوب از بدهی دولت به‌طور مؤثری برای تأمین مالی پروژه‌های دوستدار محیط زیست و صندوق‌های پژوهش‌هایی برای توسعه فناوری‌های انرژی پاک مانند طرح‌های انرژی تجدیدپذیر استفاده می‌کنند (فاروق و همکاران[3]، ۲۰۲۳). علاوه بر این، بازپرداخت بدهی می‌تواند اقتصادهای دارای بدهی‌های بالا را مجبور به افزایش فشار بر محیط طبیعی و تخریب محیط زیست به منظور

1.Van den Bergh
2. Dam & Durmaz
3. Farooq et al.

افزایش درآمدهای عمومی کند (الحسن و کواکوا[1]، ۲۰۲۳؛ آمپوفه و همکاران[2]، ۲۰۲۱؛ گل‌خندان، ۱۴۰۲).

براساس توضیحات فوق، هدف اصلی این پژوهش تجزیه‌وتحلیل تجربی اثر بدهی‌های عمومی بر سطح پایداری محیط زیست در ۶۷ کشور جهان، بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۲ و با توجه به اثرات آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و کنترل فساد (شاخص کیفیت نهادی) است. به این منظور از یک الگوی رگرسیون پانل آستانه‌ای و از ضریب ظرفیت بار[3] (LCF) به‌عنوان شاخص جدید و جامع پایداری زیست‌محیطی استفاده شده است. در این راستا مقاله حاضر در ۵ بخش اصلی تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم، ادبیات موضوع را ارائه می‌کند. بخش سوم، الگو و روش پژوهش را تشریح می‌کند. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تجربی اختصاص دارد. درنهایت، در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و جمع‌بندی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

الف. مبانی نظری

بدهی‌های عمومی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر محیط زیست تأثیر می‌گذارند. تأثیر مستقیم بدهی عمومی بر این فرض استوار است که دولت از بدهی عمومی برای تأمین مالی طرح‌های پایداری زیست‌محیطی از طریق سرمایه‌گذاری در پروژه‌های انرژی تجدیدپذیر و اعطای کمک‌های بلاعوض برای پژوهش و توسعه سازگار با محیط زیست استفاده می‌کند که درنهایت به بهبود کیفیت محیط زیست کمک می‌کند. با این حال، مقدار زیاد بدهی‌های عمومی می‌تواند از تأمین مالی پروژه‌های انرژی‌های تجدیدپذیر جلوگیری کند و در عین حال توانایی دولت‌ها را به منظور ارائه منابع مالی برای پژوهش در مورد فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر محدود کند. علاوه بر این، افزایش سطح بدهی ممکن است دولت را وادار به کاهش سرمایه‌گذاری‌ها و هزینه‌ها برای پر کردن کسری بودجه کند. درنتیجه، ممکن است مخارج و سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر محدود شود که

1. Alhassan & Kwakwa
2. Ampofo et al.
3. Load Capacity Factor (LCF)

این موضوع می‌تواند منجر به استفاده کمتر مؤثر از انرژی پاک گردد (فاروق و همکاران، ۲۰۲۳) و کیفیت محیط زیست را کاهش دهد.

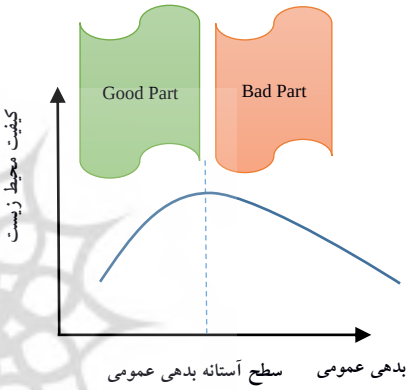
کاتیرچی اوغلو و سلبی[1] (۲۰۱۸) بیان می‌کنند که علت اثرگذاری منفی بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط‌زیست را می‌توان به این واقعیت نسبت داد که افزایش سطح بدهی باعث افزایش سرمایه‌گذاری در کشور می‌شود که به نوبه خود تقاضای انرژی را افزایش می‌دهد و درنتیجه آلودگی زیست‌محیطی را بدتر می‌کند. درواقع، مشکل زوال محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی رشدمحور و مصرف انرژی است که توسط بدهی‌های عمومی مانند بدهی‌های خارجی تأمین مالی می‌شود. در مقابل، صادق و همکاران[2] (۲۰۲۲) معتقدند که بدهی‌های عمومی مانند بدهی‌های خارجی ممکن است منابع لازم برای انتقال انرژی سبز را با تأمین مالی سرمایه‌گذاری و پروژه‌های انرژی سبز فراهم کند؛ ازاین‌رو، بدهی خارجی می‌تواند نقش مثبتی در ارتقای پایداری زیست‌محیطی داشته باشد. بدهی‌های عمومی به‌طور غیرمستقیم نیز از طریق رشد اقتصادی، بر کیفیت محیط‌زیست تأثیر می‌گذارند. اعتقاد بر این است که سطح کافی از بدهی‌های عمومی باعث افزایش جریان سرمایه، تشویق سرمایه‌گذاری و تأثیر مثبت بر عملکرد و رشد اقتصادی می‌شود (گروبتی[3]، ۲۰۱۸). ازاین‌رو، تغییر در سطح تولید ناخالص داخلی، سطح مصرف انرژی را تغییر می‌دهد که ممکن است بر انتشار CO_2 و تخریب محیط‌زیست تأثیر بگذارد. درواقع، رشد سرمایه‌محور ممکن است منجر به مصرف انرژی بیشتری شود که می‌تواند اثر بازگشتی بر انرژی داشته باشد (سان و لئو[4]، ۲۰۲۰) و احتمالاً تهدید و خطری را برای کیفیت محیط‌زیست ایجاد می‌کند (بسه و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

با توجه به دیدگاه‌های متناقض درزمینهٔ رابطه بین بدهی‌های عمومی و کیفیت محیط زیست، این رابطه را می‌توان براساس «منحنی لافر بدهی»[6] نیز توضیح داد. بر این اساس

1. Katircioglu & Celebi
2. Sadiq et al.
3. Grobéty
4. Sun & Liu
5. Bese et al.

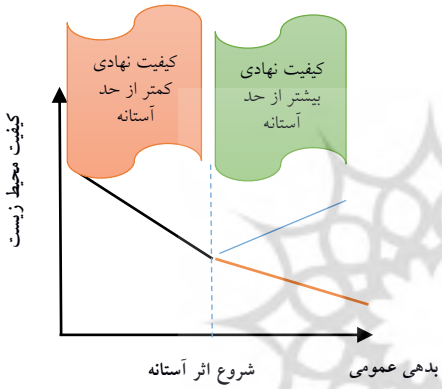
۱. Debt Laffer Curve. براساس این منحنی، رابطه بین حجم بدهی و بازپرداخت انتظاری آن به شکل منحنی U معکوس است و از یک سطح مشخص به بعد، حجم بدهی بزرگ‌تر با احتمال بازپرداخت پایین‌تر آن در ارتباط است (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۴: ۶).

یک رابطه غیرخطی بین بدهی‌های عمومی و کیفیت زیست‌محیطی به صورت منحنی U شکل معکوس وجود دارد (شکل (۱)). در سطوح پایین بدهی عمومی، افزایش بدهی منجر به افزایش «هزینه‌های کاهش‌دهنده»[1] تخریب محیط زیست و درنتیجه کیفیت زیست‌محیطی بهتر در بلندمدت می‌شود (بخش خوب منحنی). با این حال، پس از سطح آستانه و در سطوح بالای بدهی، میزان بار بدهی آن‌قدر زیاد است که «اثر ازدحام»[2] بر آن غالب است. ازاین‌رو، افزایش بدهی منجر به کاهش هزینه‌های کاهش‌دهنده و کاهش کیفیت زیست‌محیطی در بخش بد منحنی می‌شود (بارت و منو[3]، ۲۰۲۴).



شکل ۱: منحنی لافر بدهی در زمینهٔ کیفیت محیطی

مأخذ: بارت و منو (۲۰۲٤)



شکل ۲: نقش آستانه‌ای کیفیت نهادی در رابطه بدهی عمومی و کیفیت محیطی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تأثیر بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط زیست می‌تواند به سطوح مختلف متغیرهای گوناگون نظیر کیفیت نهادی و رانت منابع طبیعی وابسته باشد. بدون شک کیفیت نهادی به‌طور مستقیم نقش مؤثری در عملکرد محیطی دارد و در همین راستا، برخی از تخریب‌ها و آلودگی‌های زیست‌محیطی به مدیریت ناکارآمد دولت‌ها و نهادها نسبت داده می‌شود. نهادهای باکیفیت می‌توانند با تأثیر اجتناب‌ناپذیر بر طراحی، اجرا و نظارت بر سیاست‌ها و مقررات زیست‌محیطی بر کیفیت محیطی تأثیر بگذارند. بر این اساس کشورهای برخوردار از کیفیت نهادی قوی، احتمال بیشتری دارد که آلودگی کمتری ایجاد کنند. به طور مثال،

1. Abatement-Spending
2. Crowding-out Effect
3. Baret & Menuet

فساد به‌عنوان یکی از مظاهر عینی کیفیت نهادی ضعیف و ناکارآمد، می‌تواند میزان سخت‌گیری مقررات زیست‌محیطی را تضعیف کند و درنتیجه منجر به افزایش تولید غیرقانونی و تخریب محیط زیست شود (ژانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۶؛ وانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۸؛ کوری و اوزمن[3]، ۲۰۲۴).

کیفیت نهادی نه‌تنها مستقیماً بر کیفیت محیطی تأثیر می‌گذارد، بلکه بر رابطه بین بدهی عمومی و عملکرد زیست‌محیطی نیز تأثیر می‌گذارد. نهادهای خوب از بدهی دولت به‌طور مؤثری برای تأمین مالی پروژه‌های دوستدار محیط زیست و صندوق‌های پژوهش‌هایی برای توسعه فناوری‌های انرژی پاک مانند طرح‌های انرژی تجدیدپذیر استفاده می‌کنند؛ اما کیفیت نهادی ضعیف می‌تواند با عدم استفاده از بدهی عمومی در زمینهٔ مسائل زیست‌محیطی و تبدیل شدن به مانعی برای تأمین مالی پروژه‌های انرژی پاک، مشکلاتی را ایجاد کند و این سوء مدیریت ممکن است منجر به کاهش بیشتر منابع مالی پروژه‌های انرژی پاک توسط مسئولان شود تا شکاف پس‌انداز ـ سرمایه‌گذاری برای به حداقل رساندن کسری حساب جاری و بودجه کاهش یابد (فاروق و همکاران، ۲۰۲۳). تشریح این موضوع در شکل (۲) نمایش داده شده است. بر این اساس، در سطوح پایین کیفیت نهادی (نهادهای ضعیف)، افزایش در بدهی‌های عمومی به کاهش در کیفیت محیط زیست می‌انجامد؛ اما با افزایش در کیفیت نهادی و در سطوح بالای آن، می‌توان انتظار داشت که این اثرگذاری نامطلوب، کاهش و یا حتی مثبت گردد.

رانت منابع طبیعی از دیگر متغیرهای مؤثر بر رابطه بین بدهی عمومی و عملکرد زیست‌محیطی است. در این راستا، نگرانی‌های ناشی از کسری بودجه و بدهی‌های عمومی دولت ممکن است موضوع تأمین مالی بخش عمومی را بر اهداف بلندمدت زیست‌محیطی در اولویت قرار دهد و پژوهش و توسعه و سرمایه‌گذاری‌های پایدار در زیرساخت‌های انرژی تجدیدپذیر و مشوق‌های آن را کاهش و استفاده از سوخت‌های فسیلی را افزایش دهد. از طرفی برای تسریع استخراج منابع و افزایش درآمد، امتیازات و تخفیف‌های مالیاتی بیشتری اعطا کند. این عوامل ممکن است منجر به بهره‌برداری بیش از حد از منابع انرژی و

1. Zhang et al.
2. Wang et al.
3. Cooray & Özmen

تخریب محیط زیست گردد (ال ـ درار و همکاران[1]، ۲۰۲۳). درواقع افزایش بدهی‌های عمومی میزان استخراج و بهره‌برداری از منابع طبیعی و انرژی مانند نفت و معادن را افزایش می‌دهد (الحسن و کواکوا، ۲۰۲۳؛ آمپوفه و همکاران، ۲۰۲۱؛ گل‌خندان، ۱۴۰۲). چراکه وفور منابع طبیعی از عوامل مهمی است که می‌تواند از طریق افزایش درآمد، سرمایه و منابع مالی در اختیار دولت را بهبود بخشد و از این طریق توانایی تعدیل سطح بدهی دولت را دارا است (معبودی و همکاران، ۱۴۰۲). بر این اساس می‌توان انتظار داشت که در سطوح بالای رانت منابع، افزایش در بدهی‌های عمومی اثرات مخرب‌تری بر کیفیت محیط زیست داشته باشد.

ب. پیشینهٔ پژوهش

در این قسمت از پژوهش اهم مطالعات تجربی انجام‌شده در زمینهٔ موضوع پژوهش (و یا نزدیک به آن)، به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی ارائه شده است.

۳. مطالعات خارجی

بارت و منو (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «پایداری مالی و زیست‌محیطی: آیا بدهی عمومی دوستدار محیط زیست است؟» با به‌کارگیری الگوی نسل‌های هم‌پوشان[2] (OLG) یک الگوی رشد درون‌زا را پیشنهاد کرده‌اند که در آن کاهش هزینه‌های مالی دولت از طریق مالیات یا بدهی عمومی تأمین مالی می‌شود و از یک قانون مالی پیروی می‌کند که نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بلندمدت را هدف قرار می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که سطح آستانه‌ای برای نسبت بدهی وجود دارد که کمتر از آن، پایداری بدهی و پایداری زیست‌محیطی تضمین می‌شود. در حالت پایدار، نسبت بدهی به GDP یک اثر غیرخطی بر کیفیت محیطی به شکل منحنی U شکل معکوس دارد و مالیات زیست‌محیطی زمانی در غیاب بدهی عمومی، برای محیط زیست مفید است. یک قانون مالی که یک نسبت بدهی کوچک اما اکیداً مثبت را مجاز می‌داند، می‌تواند به دولت کمک کند تا سیاست‌های سازگاری را برای حفاظت از محیط زیست اجرا کند و در عین حال نیز از رشد اقتصادی در بلندمدت حمایت کند.

1. Ul-Durar et al.
2. Overlapping Generations (OLG)

سلیم و همکاران[1] (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر، منابع طبیعی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بدهی خارجی بر ضریب ظرفیت بار (LCF) زیست‌محیطی در برزیل طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. این شاخص نشان‌دهنده قدرت کشور برای ارتقای جمعیت براساس سبک زندگی فعلی است. یافته‌های این مطالعه با استفاده از تکنیک جدید خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعمیم‌یافته[2] (A-ARDL) نشان می‌دهد که انرژی‌های تجدیدپذیر با ارتقای LCF به میزان ۰/۴۵۱ درصد در کوتاه‌مدت و ۰/۰۳۸ درصد در بلندمدت، پایداری اکولوژیکی را به‌طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند. علاوه بر این، افزایش رانت منابع طبیعی باعث ارتقای LCF می‌شود. در مقابل، افزایش بدهی خارجی با کاهش سطح LCF به میزان ۰/۰۹۳ درصد در کوتاه‌مدت و ۰/۱۶۲ درصد در بلندمدت، منجر به تأثیر نامطلوب بر پایداری زیست‌محیطی می‌شود. علاوه بر این، یافته‌ها نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با کاهش LCF بر کیفیت پایداری اکولوژیکی تأثیر منفی می‌گذارد.

دام و دورماز (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که چگونه بدهی عمومی و اثربخشی دولت بر معکوس ضریب ظرفیت بار (ILCF) به‌عنوان شاخص معکوس پایداری زیست‌محیطی در کشورهای تازه صنعتی‌شده (NICs) تأثیر می‌گذارد. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که بدهی عمومی و اثربخشی دولت هر دو تأثیر منفی و معنادار بر ILCF در بلندمدت دارند. همچنین، نتایج، اعتبار منحنی ظرفیت بار معکوس (ILCC) به معنای رابطه U شکل معکوس بین درآمد و ناپایداری زیست‌محیطی را در کشورهای مورد مطالعه تأیید می‌کند.

فاروق و همکاران (۲۰۲۳) رابطه بین بدهی عمومی و تخریب محیط زیست را در کشورهای OIC با توجه به نقش کیفیت نهادی طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۶ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سامانه‌ای دومرحله‌ای[3] (2SGMM) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، بدهی عمومی از نظر آماری به‌طور معناداری کیفیت محیط زیست را در گروه کشورهای با درآمد پایین و کلی OIC کاهش می‌دهد؛ اما عملکرد زیست‌محیطی را در گروه پردرآمد کشورهای OIC بهبود می‌بخشد. کیفیت

1. Saleem et al.
2. Augmented Autoregressive Distributive Lag (A-ARDL)
3. Two-Step system Generalized Method of Moments (2SGMM)

نهادی به‌طور منفی با تمام شاخص‌های تخریب زیست‌محیطی در هر سه گروه درآمدی (پایین، بالا و کل) کشورهای OIC مرتبط است. هم نتایج کوتاه‌مدت و هم بلندمدت نشان‌گر اثر تعاملی منفی بدهی عمومی و کیفیت نهادی بر شاخص‌های تخریب محیط زیست است که نشان می‌دهد تأثیر نامطلوب بدهی عمومی بر اقدامات آسیب‌رسان به محیط زیست در حضور نهادهای قوی کاهش می‌یابد. نتایج این مطالعه یک EKC به شکل U معکوس را زمانی که CO_2، CH_4 و ردپای اکولوژیکی در هر پانل سه درآمدی کشورهای OIC به‌عنوان شاخص تخریب محیط زیست به کار می‌رود، تأیید می‌کند. با این حال و در مقابل، برای انتشار N_2O، یک EKC به شکل U در گروه کشورهای کم‌درآمد و کل کشورهای OIC دیده می‌شود.

آصف و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به دنبال پاسخ به این پرسش هستند که کسری مالی (FD)، «نفرین» یا «پناهگاهی» برای کیفیت محیطی (CO_2) در هند طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۷۰ بوده است؟ نتایج این پژوهش با به‌کارگیری رویکردهای ARDL استاندارد، ARDL غیرخطی (NARDL) و NARDL چندآستانه‌ای[2] (MTNARDL) حاکی از وجود اثرات نامتقارن از FD بر انتشار CO_2 است. نتایج رویکرد NARDL نشان می‌دهد که تأثیر هر دو شوک مثبت و منفی FD بر انتشار CO_2، مثبت و تأثیر پیشرفت مالی از نظر رشد انتشار CO_2، ملایم است. علاوه بر این، نتایج رویکرد MTNARDL نشان داد که تأثیر مثبت FD بر انتشار CO_2 در مقیاس تغییرات بسیار کوچک، به‌طور قابل توجهی بیشتر از تغییرات در مقیاس بزرگ است. به‌طور خلاصه، FD تأثیر مثبت و نامتقارن بلندمدتی بر CO_2 در هند دارد و بر این اساس، FD به‌عنوان «نفرینی» برای کیفیت محیطی در هند به حساب می‌آید.

لحسن و کواکوا (۲۰۲۳) به بررسی اثر استخراج منابع طبیعی و بدهی دولت بر انتشار CO_2 در کشور غنا طی سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۸ پرداخته‌اند. به منظور برآورد الگو از برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده[3] (FMOLS) استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که استخراج منابع طبیعی انتشار CO_2 را افزایش می‌دهد. همچنین، بدهی دولت در مراحل اولیه، کیفیت محیطی را تا یک سطح آستانه بهبود می‌بخشد؛ اما

1. Asif et al.
2. Multiple Thresholds NARDL (MTNARDL)
3. Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)

فراتر از آن، افزایش بدهی به محیط زیست آسیب می‌زند. درواقع، بین بدهی دولت و شاخص تخریب محیط زیست یک رابطه U شکل وجود دارد.

بولی و همکاران (۲۰۲۲) رابطه بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی (انتشار CO_2 تجمعی) را از نظر تئوریکی و تجربی بررسی کرده‌اند. در بخش اول، با استفاده از یک الگوی رشد درون‌زا که در آن هزینه‌های کاهش آلودگی می‌تواند توسط بدهی عمومی تأمین شود، نشان داده شده است که بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی در بلندمدت مکمل یکدیگر هستند و معمولاً در کوتاه‌مدت جایگزین می‌شوند. در بخش دوم، این پیش‌بینی‌ها با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی و برآوردگرهای اثرات ثابت پویا[1] (DFE) و میانگین گروهی تلفیقی[2] (PMG) به‌طور تجربی تأیید می‌شوند؛ به‌گونه‌ای که افزایش یک‌درصدی نسبت بدهی عمومی ناخالص منجر به افزایش ۰/۷۴ درصدی CO_2 تجمعی سرانه در بلندمدت در یک پانل شامل ۲۲ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۰ می‌شود.

صادق و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی نقش انرژی هسته‌ای، بدهی‌های خارجی و جهانی شدن مالی در حفظ هم‌زمان توسعه انسانی و شرایط محیطی در کشورهای بریکس (شامل: برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی) پرداخته‌اند. این مطالعه مجموعه‌ای از رویکردهای برآورد نسل دوم را در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ به کار برده است که برای وابستگی‌های بین‌کشوری، ناهمگنی شیب، درون‌زایی پارامترها و همبستگی سریالی مفید و قوی هستند و برآوردهای دقیق و قابل اعتمادتری ارائه می‌دهند. اهم یافته‌های تجربی این پژوهش با به‌کارگیری سه برآوردگر ARDL با وابستگی مقطعی[3] (CS-ARDL)، میانگین گروهی با اثرات همبسته مشترک[4] (CCEMG) و میانگین گروهی تعمیم‌یافته[5] (AMG) نشان می‌دهد که جهانی شدن مالی تخریب زیست‌محیطی (انتشار CO_2) را تسریع می‌کند؛ در مقابل، انرژی هسته‌ای و بدهی‌های خارجی، پایداری محیط زیست را در کشورهای مورد مطالعه ارتقاء می‌دهند.

1. Dynamic Fixed Effects (DFE)
2. Pooled Mean Group (PMG)
3. Cross-Sectional Dependency
4. Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG)
5. Augmented Mean Group (AMG)

بسه و همکاران (۲۰۲۰) اثر بدهی‌های خارجی بر انتشار دی‌اکسیدکربن (CO_2 ـ متریک‌تن سرانه) را در چین طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۷۸ و در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[1] (EKC) بررسی کرده‌اند. این بررسی در قالب دو الگوی متقارن و نامتقارن و با به‌کارگیری دو رویکرد ARDL و ARDL غیرخطی[2] (NARDL) انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که بدهی‌های خارجی در کوتاه‌مدت و در بلندمدت و در هر دو الگوی متقارن و نامتقارن به‌طور مثبت و معناداری بر انتشار CO_2 تأثیر می‌گذارد. همچنین، فرضیه EKC برای چین تأیید نشده است. کلوتنز[3] (۲۰۱۷) رابطه بین بدهی‌های عمومی و تخریب محیط زیست را در ۵۹ کشور مختلف جهان بررسی کرده است. نتایج نشان‌دهنده یک ضریب همبستگی برآوردی معادل با مقدار ۰/۱۶۱- بین شاخص عملکرد زیست‌محیطی و نسبت بدهی عمومی خالص به GDP برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ است. بر این اساس به نظر می‌رسد که سطح بالای بدهی عمومی می‌تواند تلاش‌ها برای حفظ محیط زیست را محدود کند.

٤. مطالعات داخلی

معبودی و همکاران (۱۴۰۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر آستانه‌ای رانت نفتی بر بدهی عمومی ایران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۳ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش با به‌کارگیری رویکرد رگرسیون آستانه نشان می‌دهد حد آستانه نسبت رانت نفت به GDP، ۲۲/۲۳ درصد است. در هر دو رژیم، رانت نفت تأثیر کاهشی بر بدهی عمومی دارد؛ با این تفاوت که بعد از عبور از حد آستانه، میزان اثرگذاری رانت نفت بر بدهی عمومی به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد.

دل‌گرم و همکاران (۱۴۰۳) تأثیر کیفیت نهادها بر کاهش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن را در بازه زمانی ۲۰۰۱ الی ۲۰۲۱ و برای منتخبی از کشورهای عضو پیمان شانگهای مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج این پژوهش با استفاده از الگوی پانل و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) حاکی از تأثیر منفی و معنادار متغیرهای کیفیت نهادی و نرخ رشد

1. Environmental Kuznets Curve (EKC)
2. Non-Linear ARDL (NARDL)
3. Clootens

اقتصادی بر انتشار CO_2 و تأثیر مثبت و معنادار متغیرهای مصرف انرژی، باز بودن تجارت و نرخ رشد جمعیت نشان‌دهنده بر انتشار CO_2 است.

زروکی (۱۳۹۸) ارتباط اندازه دولت و ترکیب هزینه‌های دولت (از حیث جاری و عمرانی) را بر انتشار CO_2 در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۰ با به‌کارگیری رهیافت ARDL مورد آزمون تجربی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت علی‌رغم عدم اثرگذاری اندازه دولت بر انتشار CO_2، نسبت هزینه‌های جاری و نسبت مخارج عمرانی دولت به ترتیب اثر مستقیم (نامطلوب) و معکوس (مطلوب) بر انتشار CO_2 دارند. همچنین نسبت مخارج عمرانی دولت در هر دو بخش تولیدی و مصرفی، اثری معکوس (مطلوب) بر انتشار دی‌اکسیدکربنِ این بخش‌ها دارد. این در حالی است که هزینه جاری دولت در هر دو بخش با اثر معنادار همراه نیست.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر مخارج دولت بر کیفیت محیط زیست در ایران با استفاده از داده‌های آماری دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳۵۲ و الگوی ARDL پرداخته‌اند. نتایج برآورد این پژوهش حاکی از اثر منفی و معنادار مخارج دولت بر انتشار ذرات معلق با قطر کمتر از ۱۰ میکرون (PM_{10}) به‌عنوان شاخصی برای کیفیت محیط زیست است.

آماده و همکاران (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با ارائه یک الگوی مفهومی در زمینهٔ عوامل مؤثر بر کیفیت محیط زیست و آزمون تجربی آن از طریق روش‌های اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های کشورهای OECD و کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۵، رابطه بین کیفیت و اندازه دولت را باکیفیت محیط زیست مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که اندازه دولت اثر مثبت و کیفیت دولت اثر منفی بر انتشار CO_2 دارد. این نتیجه نشان می‌دهد علاوه بر متغیرهای شناخته‌شده مؤثر بر انتشار آلاینده‌ها، دولت‌ها نیز از طریق بوروکراسی، فساد و بزرگ شدن اندازه می‌توانند نقش مؤثری در کیفیت محیط زیست داشته باشند.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی می‌توان گفت که شمار مطالعات انجام‌شده در زمینهٔ رابطه بدهی‌های عمومی (و اجزای آن مانند بدهی‌های خارجی) و شاخص‌های کیفیت محیط زیست محدود است و تاکنون در این زمینه مطالعه داخلی خاصی انجام نشده است. نتایج برخی از این مطالعات حاکی از تأثیر مثبت و نتایج برخی دیگر نشان‌دهنده تأثیر منفی

بدهی‌های عمومی بر شاخص‌های کیفیت محیط زیست است. برخی دیگر از مطالعات نیز یک رابطه غیرخطی بین بدهی‌های عمومی و کیفیت محیط زیست یافته‌اند. دلیل مغایرت در نتایج می‌تواند به مسئله الگوسازی و روش برآورد، نمونه زمانی و مکانی مورد بررسی، عدم توجه به نقش متغیرهای آستانه‌ای در تبیین رابطه بدهی‌های عمومی و کیفیت محیط زیست و همچنین شاخص کیفیت زیست‌محیطی مورد استفاده در پژوهش باشد. در این راستا پژوهش حاضر می‌کوشد تا با به‌کارگیری الگوی رگرسیون پانل آستانه‌ای برای نخستین‌بار به بررسی تأثیر بدهی‌های عمومی بر شاخص جامع و جدید کیفیت محیط زیست (که در قسمت بعد به‌طور کامل تشریح می‌گردد) با توجه به نقش آستانه‌ای کنترل فساد و رانت منابع طبیعی در شکل‌دهی این اثرگذاری بپردازد.

۵. روش

معرفی الگو و متغیرها

با توجه توضیحات فوق و براساس اهداف اصلی این پژوهش، دو الگوی رگرسیون آستانه‌ای زیر در بررسی تأثیر بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیطی با توجه به نقش آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و کنترل فساد استفاده می‌شوند:[۱]

$$\begin{aligned}\ln LCF_{it} = {} & \Phi_1 \ln Debt_{it} I(NRR_{it} \le \omega_1) + \Phi_2 \ln Debt_{it} I(NRR_{it} > \omega_1) \\ & + \varphi_1 \ln GDP_{it} + \varphi_2 \ln GDP_{it}{}^2 + \varphi_3 \ln EC_{it} + \varphi_4 \ln PD_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \\ & I(NRR_{it} \le \omega_1) = 1 \text{ if} NRR_{it} \le \omega_1 \\ & I(NRR_{it} > \omega_1) = 1 \text{ if} NRR_{it} > \omega_1\end{aligned} \qquad (۱)$$

$$\begin{aligned}\ln LCF_{it} = {} & \Phi_1 \ln Debt_{it} I(COC_{it} \le \omega_2) + \Phi_2 \ln Debt_{it} I(COC_{it} > \omega_2) \\ & + \varphi_1 \ln GDP_{it} + \varphi_2 \ln GDP_{it}{}^2 + \varphi_3 \ln EC_{it} + \varphi_4 \ln PD_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \\ & I(COC_{it} \le \omega_2) = 1 \text{ if} COC_{it} \le \omega_2 \\ & I(COC_{it} > \omega_2) = 1 \text{ if} COC_{it} > \omega_2\end{aligned} \qquad (۲)$$

در روابط فوق متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شوند:

---

۱. اساس الگوی این پژوهش برگرفته از الگوی «تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری» (STIRPAT) است که در مطالعه دیتز و روزا (۱۹۹۷) پایه‌ریزی شده است. این الگو، نسخه به روز الگوی IPAT است که در بررسی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر محیط زیست ارائه شده است. الگوی IPAT یک معادله حسابداری استاندارد است که در بررسی اثرات زیست‌محیطی (I) از طریق سه عامل متمایز جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) استفاده می‌شود.

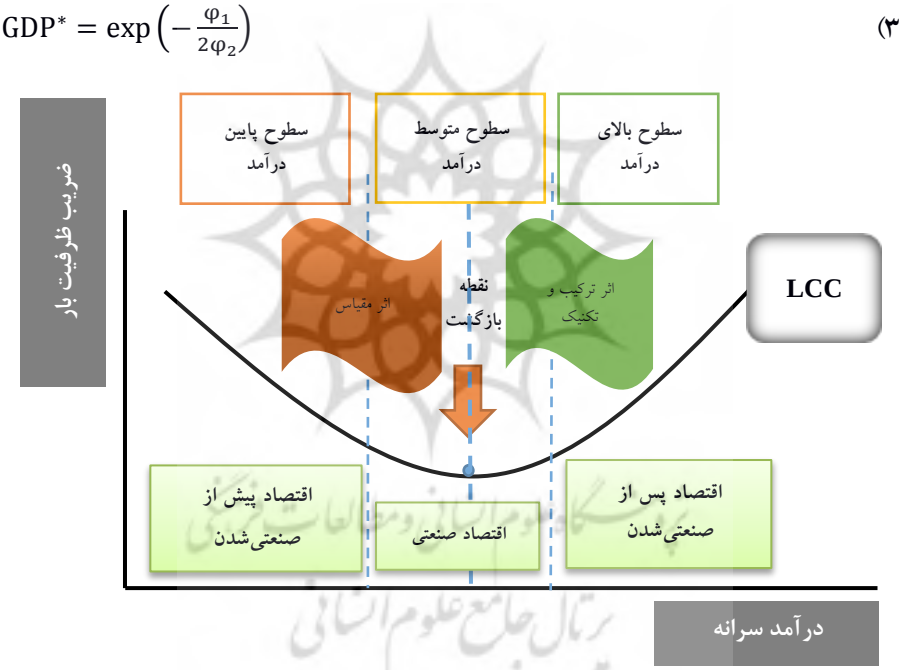
LCF: «ضریب ظرفیت بار»[1] به‌عنوان شاخص پایداری زیست‌محیطی؛ LCF با تقسیم ظرفیت‌زیستی در سمت عرضهٔ اکوسیستم بر ردپای اکولوژیکی (EF) در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود و با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت زیستی و EF، معیار پایداری زیست‌محیطی دقیق‌تر و جامع‌تری را ارائه می‌دهد (دجدایت و همکاران[2]، ۲۰۲۴). در شاخص LCF، حد آستانه پایداری، عدد «یک» است که نشان می‌دهد وضعیت اکوسیستم یک کشور/ منطقه زمانی که LCF کمتر از عدد یک باشد، ناپایدار است و زمانی که از عدد «یک» فراتر رود، پایدار است (پاتا و تانریور[3]، ۲۰۲۳؛ اردوغان[4]، ۲۰۲۴؛ اوچه و نگپاه[5]، ۲۰۲۴). شاخص LCF در بسیاری از مطالعات تجربی جدیدتر که شمار آن‌ها رو به افزایش است، به‌عنوان شاخص جامع پایداری محیط زیست استفاده شده است؛ چراکه برخلاف بسیاری از شاخص‌ها در این زمینه، نظیر CO_2 تنها بر یک بعد از محیط زیست متمرکز نیست و برخلاف شاخص‌های چندبعدی و جامع محیط زیست مانند EF تنها جنبه تقاضای بوم‌شناسی را در نظر نمی‌گیرد. LCF توسط سیچه و همکاران[6] (۲۰۱۰) پیشنهاد و برای اولین‌بار به صورت تجربی توسط پاتا (۲۰۲۱) استفاده شده است (پاتا و ارطغرل[7]، ۲۰۲۳). Debt: نسبت بدهی عمومی به GDP به‌عنوان شاخص بار بدهی (برحسب درصد).

GDP: تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری درآمد سرانه و رشد اقتصادی؛ دوغان و پاتا[8] (۲۰۲۲) با الهام از فرضیه EKC یک رابطه U شکل بین تولید ناخالص داخلی/ سرانه و ضریب ظرفیت بار (شاخص مستقیم کیفیت و پایداری محیطی) را گزارش کردند و این رابطه را به‌عنوان فرضیه «منحنی ظرفیت بار»[9] (LCC) توضیح دادند (شکل ۳). بر این اساس، تولید و رشد اقتصادی جوامعی که در مراحل نخست هیچ توجهی به کیفیت محیط زیست ندارند می‌تواند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و درنتیجه کاهش LCF شود. درواقع استفاده از سوخت‌های فسیلی و فعالیت‌های انسانی بدون توجه

1. Load Capacity Factor (LCF)
2. Djedaiet et al.
3. Pata & Tanriover
4. Eedogan
5. Uche & Ngepah
6. Siche et al.
7. Pata & Ertugrul
8. Dogan & Pata
9. Load Capacity Curve (LCC)

به محیط‌زیست به شدت کیفیت محیطی را در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی کاهش می‌دهد؛ اما وقتی کشورها از سطح درآمد معینی فراتر می‌روند، رشد اقتصادی می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی و LCF را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوستدار محیط زیست و آگاهی بیشتر از محیط زیست افزایش دهد (سان و همکاران[1]، ۲۰۲۳؛ پاتا و ارطغرل، ۲۰۲۳). در صورت عدم رد فرضیه LCC انتظار بر آن است که ضرایب برآوردی این متغیر و مجذور آن در الگوهای اول و دوم، معنادار و به ترتیب منفی و مثبت باشد؛ یعنی: $\varphi_1 < 0, \varphi_2 > 0$. در این صورت می‌توان نقطه بازگشت این منحنی را با مشتق‌گیری از روابط (۱) و (۲) به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\mathrm{GDP}^* = \exp\left(-\frac{\varphi_1}{2\varphi_2}\right) \qquad (۳)$$



شکل ۳. منحنی ظرفیت بار (LCC) U شکل

مأخذ: دجدایت و همکاران (۲۰۲۴)

EC: سرانه مصرف انرژی اولیه (برحسب کیلووات ساعت/ نفر).

1. Sun et al.

PD : تراکم (چگالی) جمعیت که به صورت نسبت جمعیت کل به مساحت کشور (برحسب نفر بر کیلومترمربع) تعریف می‌شود.

NRR: سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP به‌عنوان شاخص وفور منابع (برحسب درصد).

COC: شاخص کنترل فساد؛ مقدار این شاخص بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵ قرار دارد و با نزدیک شدن آن به مقدار ۲/۵، فساد کاهش و با نزدیک شدن آن به عدد ۲/۵- فساد افزایش می‌یابد. همچنین، ω_1 و ω_2 به ترتیب حد آستانه‌ای سهم رانت کل منابع طبیعی از GDP و شاخص کنترل فساد، i نشان‌دهنده ۶۷ کشور جهان (i = 777777) (شامل ایران) که اطلاعات و داده‌های آماری آن‌ها به‌طور کامل در دسترس است (فهرست این کشورها در جدول پیوست (۱) ارائه شده است)، t نشان‌دهنده بازهٔ زمانی پژوهش (۲۰۲۲-۲۰۰۰) و ϵ_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است. در جدول (۱) به‌طور خلاصه متغیرهای الگو، نماد، شاخص و نحوه اندازه‌گیری به همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آماری هر متغیر نشان داده شده است.

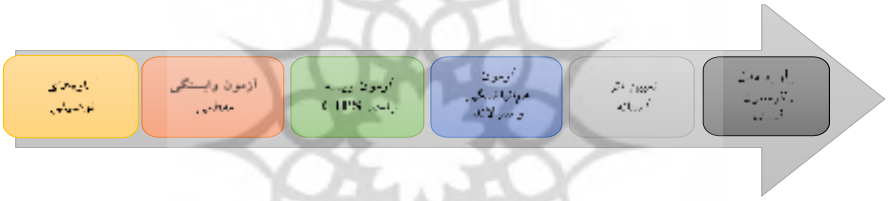
جدول ۱. متغیرها و منابع داده‌ها

متغیر	نماد	نوع متغیر	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع
ضریب ظرفیت بار	LCF	متغیر وابسته	نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	GFN
بدهی عمومی	Debt	متغیر مستقل	نسبت بدهی عمومی به GDP به عنوان شاخص بار بدهی (برحسب درصد)	IMF
رانت کل منابع طبیعی	NRR	متغیر آستانه	نسبت رانت کل منابع طبیعی (تفاضل ارزش تولید منابع طبیعی به قیمت‌های جهانی از کل هزینه‌های تولید آن) به GDP (برحسب درصد).	WDI
کنترل فساد	COC	متغیر آستانه	شاخص کنترل فساد؛ مقدار این شاخص بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵ قرار دارد.	WGI
رشد اقتصادی	GDP	متغیر کنترل	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	WDI
مصرف انرژی	EC	متغیر کنترل	سرانه مصرف انرژی اولیه (برحسب کیلووات ساعت/ نفر)	OWID
تراکم (چگالی) جمعیت	PD	متغیر کنترل	نسبت جمعیت کل به مساحت کشور (برحسب نفر بر کیلومترمربع)	WDI

یادداشت‌ها: GFN: شبکه ردپای جهانی، IMF: صندوق بین‌المللی پول، WGI: شاخص‌های حکمرانی در سراسر جهان؛ WDI: وب‌سایت شاخص‌های توسعه جهانی؛ OWID: جهان ما در داده‌ها.

٦. روش پژوهش

در شکل (۴)، چارچوب و مراحل اقتصادسنجی روش پژوهش ارائه شده است. پس از بررسی آماره‌های توصیفی متغیرهای تحت بررسی (گام نخست)، به ترتیب آزمون‌های «وابستگی مقطعی»[1] (CD) پسران[2] (۲۰۰۴)، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی‌ایم، پسران و شین[3] (CIPS) ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷) از نسل دوم و آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM ارائه‌شده توسط وسترلاند و ادجرتون[4] (۲۰۰۷) از نسل دوم استفاده شده است. در آخر نیز اثرات آستانه تعیین و به برآورد الگوی رگرسیون آستانه پرداخته شده است.



شکل ٤. چارچوب و مراحل اقتصادسنجی روش پژوهش

الگوی رگرسیون آستانه‌ای پیشنهادشده توسط هانسن[5] (۱۹۹۹) در الگوسازی رگرسیونی این مقاله اعمال می‌شود. بر این اساس، یک الگوی رگرسیون پانل آستانه‌ای دو متغیره به شکل زیر تصریح خواهد شد:

$$y_{it} = \Phi_1 x_{it} I(\zeta_{it} \le \omega) + \Phi_2 x_{it} I(\zeta_{it} > \omega) + \mu_i + \epsilon_{it} \qquad (۴)$$

$$I(\zeta_{it} \le \omega) = 1 \text{ if} \zeta_{it} \le \omega$$
$$I(\zeta_{it} > \omega) = 1 \text{ if} \zeta_{it} > \omega$$

در معادله فوق ζ متغیر آستانه‌ای الگو و ω ارزش (مقدار) حد آستانه‌ای است که لازم است مقدار آن به صورت تجربی برآورد شود. برآورد الگوی رابطه (۷) تخمینی از $\hat{\Phi}(\omega)$ و مجموع مربعات باقیمانده‌ها مربوطه یعنی $S_n(\omega) = \hat{e}(\omega)'\hat{e}(\omega)$ را به دست می‌دهد.

1. Cross-Sectional Dependence (CD)
2. Pesaran
3. Cross-sectional Im, Pesaran, Shin (CIPS)
4. Westerlund & Edgerton
5. Hansen

مجموع مربعات باقیمانده‌ها $S_n(\omega)$ با کوچک‌ترین $\widehat{\omega}$ مقدار آستانه بهینه است. درواقع ارزش حد آستانه‌ای با برآورد رابطه (۷) به ازای مقادیر مختلف آستانه ζ_{it} و حداقل نمودن مجموع مجذور خطاها به دست می‌آید؛ به عبارت دیگر، آن میزان از متغیر آستانه که متضمن کمترین (حداقل) میزان مجموع مجذور خطاست، آستانه بهینه است. هنگامی که تخمین‌های آستانه تعیین شد، مقادیر پارامترهای الگو نیز تعیین می‌شوند. هنگامی‌که مقادیر پارامترها مشخص شد، اثر آستانه باید در ادامه مورد آزمون قرار گیرد و معناداری آن بررسی شود. بر این اساس فرضیه صفر و مقابل به صورت $H_0: \Phi_1 = \Phi_2$ و $H_1: \Phi_1 \neq \Phi_2$ تدوین و برای آزمون آن آماره LM به صورت زیر ساخته می‌شود:

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{h})}{\hat{\sigma}^2} \quad (۵)$$

در رابطه فوق S_0 و S_1 به ترتیب مجموع مربعات باقیمانده‌ها تحت مفروضات اولیه و در حضور اثرات آستانه هستند. $\hat{\sigma}^2$ نیز واریانس باقیمانده‌ها از رگرسیون آستانه است. از آنجایی که آستانه را نمی‌توان تحت فرضیه اصلی شناسایی کرد، آمار آزمون از توزیع خی‌دو متداول پیروی نمی‌کند. با توجه به اینکه توزیع یکنواخت آماره p-value در شرایط نمونه بزرگ مشاهده می‌شود، توزیع مجانبی آن را می‌توان با بوت‌استراپ[1] شبیه‌سازی کرد و p-value مربوطه را تحت شرایطی که فرضیه اصلی برقرار است، در آن نقطه یعنی $\Phi_1 = \Phi_2$ ساخت (وانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۴: ۳۷۴).

درواقع برای بررسی معناداری این حد آستانه‌ای از روش بازنمونه‌گیری ارائه شده توسط هانسن (۱۹۹۹) استفاده می‌شود. فرضیه صفر نبود اثر آستانه در صورتی رد خواهد شد که میزان p-value به دست آمده آزمون کمتر از میزان بحرانی مطلوب باشد. الگوی (۴) می‌تواند خطی و فاقد آستانه و یا دارای یک یا دو آستانه باشد. اگر مقدار F در رابطه (۵)، فرض صفر را رد کند، نیاز به آزمون دیگری شبیه این رابطه به نام F_1 برای تعیین وجود یک یا دو آستانه است. اگر مقدار F_1 معنادار باشد، فرضیه وجود یک آستانه در مقابل دو آستانه رد خواهد شد.

۷. نتایج و بحث

1. Bootstrap
2. Wang et al.

در جدول (۲) خلاصه‌ای از شاخص‌های آماری داده‌های خام متغیرها ارائه شده است. بر این‌اساس، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به مصرف انرژی (EC) و تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) است (که البته چون این متغیرها به صورت لگاریتمی وارد الگو می‌شود، این پراکندگی به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به ضریب ظرفیت بار (LCF) اختصاص دارد. میانگین LCF عددی معادل ۰/۹۸۱ است؛ که گویای این موضوع است که وضعیت کیفیت زیست‌محیطی در بین کشورهای مورد مطالعه نزدیک به سطح پایداری آن (عدد یک) است. همچنین، براساس آمارهٔ جارک ـ برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار نیستند؛ چراکه سطح احتمال این آماره برای کلیه متغیرها کمتر از ۰/۰۱ برآورد شده است.

جدول ۲. شاخص‌های آماری اصلی متغیرهای پژوهش (۲۰۲۲-۲۰۰۲)

متغیر	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	آماره جارک ـ برا (Prob.)	تعداد مشاهدات
LCF	۰/۹۸۱	۰/۱۹۲	٦/۸۸۹	۰/۵۳۰	۵۰/۵۲۸ (۰/۰۰۰)	۱٤۰۷
Debt	٦۳/۹۵۳	۱/۸٤٦	۲۵۳/۲۲٦	٤۲/۵۷۲	۲٦/۲۹۵ (۰/۰۰۰)	۱٤۰۷
GDP	۲٤۲۱۷/۱۷	٦۷۹/۱۰٤۳	۱۱۲٤۱۷/۹	۲۲٤۷٤/٦۹	٤٤/۰۳۲ (۰/۰۰۰)	۱٤۰۷
EC	٤۲۲۱۹/۲۱	۱۱٦۳/۱۳۸	۱۸۸۲۹٤	۳٦۱۸۱/۸٦	۲۰/۱۳۷ (۰/۰۰۰)	۱٤۰۷
PD	۳۳۲/۹٤۱	۲/۵۳۸	۷۹٦۵/۸۷۸	۱۱۵۸/۰۱۹	۱۲/۰۳٤ (۰/۰۰۲)	۱٤۰۷
NRR	۵/۳۷۳	۰/۰۰۱	٦۵/۳۱۸	۹/٦۹۹	۱٤/۲۵۵ (۰/۰۰۱)	۱٤۰۷
COC	۰/۹۵۸	-۱/۵۹۷	۲/٤۵۹	۱/۰۸۷	٤۸/۱۵۸ (۰/۰۰۰)	۱٤۰۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در گام بعدی، آزمون وابستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) انجام و نتایج این آزمون در جدول (۳) گزارش شده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون و سطح احتمال محاسبه شده (P-Value)، فرضیه صفر استقلال مقطعی، رد وابستگی مقطعی بین متغیرها نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون وابستگی پسران (۲۰۰٤)

متغیر	مقدار آماره آزمون	P-Value	نتیجه آزمون CD
lnLCF	۲۵/۲۸۸***	۰/۰۰۰	تأیید
lnGDP	۱۵۸/۸٦٦***	۰/۰۰۰	تأیید
lnEC	۸/۰۰۵***	۰/۰۰۰	تأیید
lnPD	۱٦/۵۱۷***	۰/۰۰۰	تأیید

lnDebt	٦٩/٢١٨***	۰/۰۰۰	تأیید
NRR	٨٣/٧٩٢***	۰/۰۰۰	تأیید
COC	٤/٩٢٦***	۰/۰۰۰	تأیید

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علامت *** بیان‌گر معناداری در سطح ۱ درصد است)

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در الگو، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند (C+T) در سطح و با یک تفاضل انجام شده که نتایج جهت صرفه‌جویی ارائه نشده است. براساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰)، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، کلیه متغیرها به جز lnGDP، $lnGDP^2$ و lnEC در سطح مانا هستند و از درجه انباشتگی I(0) برخوردار هستند.

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در الگو، در گام بعدی بایستی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM وسترلاند و ادجرتون (۲۰۰۷) بررسی شود. نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. براساس نتایج، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو را نمی‌توان رد کرد و بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو، تأیید و احتمال بروز رگرسیون کاذب، منتفی است.

جدول ٤. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM وسترلاند و ادجرتون (۲۰۰۷)

متغیر وابسته الگو	حالت			
	عرض از مبدأ (C)		عرض از مبدأ و روند (C+T)	
	آماره LM	P-Value	آماره LM	P-Value
LnLCF	۷/٤٦٨	۱/۰۰۰	۸/۸۸٤	۱/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یکی از مسائل بااهمیت در برآورد رگرسیون، موضوع برون‌زایی متغیرهای توضیحی است. متغیر درون‌زا با اجزای اخلال همبستگی معناداری دارد و اگر متغیرهای توضیحی الگوی رگرسیون درون‌زا باشند، برآورد الگو با استفاده از روش‌های تک‌معادله‌ای، منجر به نتایج تورش‌دار و ناسازگار خواهد شد. برای آزمون درون‌زایی متغیرها از آزمون دوربین ـ وو ـ هاسمن استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون برون‌زایی متغیر را نشان می‌دهد. اگر مقدار احتمال ارائه‌شده بیشتر از ۰/۰۵ باشد، برون‌زایی متغیر رد نخواهد شد. همان‌طورکه

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد کلیه متغیرهای توضیحی الگوی برون‌زا هستند و مشکل درون‌زایی وجود ندارد.

جدول ۵. نتایج آزمون درون‌زایی

متغیر	lnGDP	lnEC	lnPD	lnDebt	NRR	COC
P-Value	۰/۱٤۷	۰/۱۲۲	۰/۳٤۱	۰/۳۷۵	۰/۲۰۹	۰/۲۵۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در گام بعدی، امکان وجود اثر آستانه در الگو بررسی می‌شود. در جدول (۶) نتایج مربوط به آزمون F که تعیین‌کننده خطی بودن یا آستانه‌ای بودن الگو است و اینکه آیا الگو بیش از یک آستانه دارد یا خیر، ارائه شده است. نتیجه آزمون F برای حالت یک آستانه نشان‌گر رد فرض صفر مبنی بر نبود آستانه در هر دو الگو است؛ اما آماره‌های مربوط به آستانه‌های دوم و سوم نشان از رد نشدن فرضیه صفر دارد. بر این اساس، دو رژیم متفاوت و یک اثر آستانه بین بدهی‌های عمومی و شاخص کیفیت محیطی LCF وجود دارد. سطح آستانه رانت منابع طبیعی در الگوی اول، ۱۲/۳۸۵ درصد از GDP و سطح آستانه شاخص کنترل فساد، عدد ۰/۸۸۲ در الگوی دوم است.

جدول ٦. نتایج آزمون تعیین تعداد آستانه‌ها

متغیر آستانه‌ای	الگوی آزمون	آماره F	P-Value	ارزش آستانه	فاصله اطمینان در سطح ۹۵ درصد
NRR	یک آستانه	۳۲/۱۲۸	۰/۰۰۰	۱۲/۳۸۵	[۱۰/۵۳۱,۱٤/۲۱۸]
	دو آستانه	۱۵/۸٤٤	۰/۱۰۸		
	سه آستانه	۱۳/٤٦۵	۰/۳۸۱		
COC	یک آستانه	۲۷/۵۱۸	۰/۰۰۰	۰/۸۸۲	[۰/۸۲۲,۰/۹۵۵]
	دو آستانه	۱٤/۱۰٦	۰/۲۲۹		
	سه آستانه	۱۲/۹۷۹	۰/٤۸۲		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۷) نتایج برآورد الگوهای رگرسیونی پانل آستانه‌ای با یک آستانه و با توجه به متغیرهای آستانه‌ای NRR و COC ارائه شده است. همان‌طورکه نتایج این جدول نشان می‌دهد علامت متغیرهای کنترل در هر دو الگو برآوردی ثابت بوده که این مؤید استحکام نتایج است.

جدول ۷: نتایج برآورد الگوهای رگرسیونی پانل آستانه‌ای

متغیر	الگو (۱): متغیر آستانه (TV): NRR	الگو (۲): متغیر آستانه (TV): COC

	ضریب	P-Value	ضریب	P-Value
LnGDP	-۳/٤۲۸***	۰/۰۰۰	-۳/۳۸٤**	۰/۰۱٦
$lnGDP^2$	۰/۱۷۲***	۰/۰۰۰	۰/۱٦۹***	۰/۰۰۰
LnEC	-۰/۸۱۵***	۰/۰۰۰	-۰/۷۲۸***	۰/۰۰۰
LnPD	-۰/۲۱۱***	۰/۰۰۰	-۰/۱۹۸***	۰/۰۰۰
$lnDebt(TV \leq \omega)$	۰/۰۰۸	۰/۲۵۵	-۰/۰۳٦***	۰/۰۰۰
$lnDebt(TV > \omega)$	-۰/۰٦۱***	۰/۰۰۰	۰/۰۱۸***	۰/۰۰۰
Constant	۰/۷۸۱***	۰/۰۰۰	۰/۷۷۲**	۰/۰۱۱
نقطه بازگشت LCC	۹/۹٦۵		۱۰/۰۱۱	
آماره F	۲۲۸/٤۵٦	۰/۰۰۰	۲۳۵/۱۱۸	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش (علائم *** و ** به ترتیب بیانگر معناداری در سطوح ۱ و ۵ درصد است)

براساس نتایج حاصل از جدول (۷)، در بلندمدت تأثیر رشد اقتصادی (lnGDP) و مربع آن ($lnGDP^2$) بر شاخص پایداری محیط زیست (ضریب ظرفیت بار (lnLCF)) در هر دو الگو با متغیرهای آستانه NRR و COC به ترتیب منفی و مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنادار است. این نتیجه به معنای تأیید فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار (LCC) در کشورهای مورد مطالعه است. بر این اساس، در سطوح اولیه، افزایش در رشد اقتصادی به کاهش پایداری محیط زیست و ضریب ظرفیت بار انجامیده و با رسیدن به نقطه بازگشت پس از آن، افزایش رشد اقتصادی سبب افزایش پایداری محیط زیست می‌شود. با توجه به ضرایب برآوردی lnGDP و $lnGDP^2$، مقدار نقطه بازگشت LCC در الگو با متغیر آستانه NRR در سطح لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه **۹/۹۶۵** و در الگو با متغیر آستانه COC در سطح لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه **۱۰/۰۱۱** رخ می‌دهد. بر این اساس، ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه تأیید می‌شود. با توجه به میانگین لگاریتم GDP سرانه کشورهای مورد مطالعه در جدول (۲) می‌توان گفت که بیشتر کشورهای مورد مطالعه در شاخه صعودی منحنی LCC قرار گرفته‌اند و افزایش رشد اقتصادی در شرایط فعلی می‌تواند سبب افزایش پایداری محیط زیست در این کشورها شود. نتایج این مطالعه مبنی بر تأیید منحنی LCC هم‌سو با نتایج مطالعات دوغان و پاتا (۲۰۲۲)، گولوغلو و همکاران[1] (۲۰۲۳) و اردوغان (۲۰۲۳) و مغایر با نتایج مطالعات پاتا و تانریور[2] (۲۰۲۳)، دگیرمنجی و آیدین[1]

1. Guloglu et al.
2. Pata & Tanriover

(۲۰۲۴) و اردوغان (۲۰۲۴) است که علت آن می‌تواند در نوع الگوسازی و روش برآورد الگو و همچنین بازه زمانی و نمونه مکانی مورد بررسی مطالعات باشد.

تأثیرگذاری سرانه مصرف انرژی (lnEC) در هر دو الگو، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در سرانه مصرف انرژی در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه، به ترتیب در الگو با متغیر آستانه NRR حدود ۰/۸۲ و در الگو با متغیر آستانه COC حدود ۰/۷۳ درصد کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی متعددی نظیر دجدایت و همکاران (۲۰۲۴) و گل‌خندان و معظمی‌نژاد (۱۳۹۸) است. مصرف انرژی با شاخص‌های تخریب محیط زیست رابطه مستقیم دارد و هرچقدر مصرف انرژی افزایش یابد، به تبع آن، آلودگی‌های ناشی از آن بیشتر شده و اثرات زیست‌محیطی منفی به دنبال دارد.

در هر دو الگو اثر تراکم جمعیت (lnPD) بر lnLCF، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با یک درصد افزایش در تراکم جمعیت، ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه، به ترتیب در الگو با متغیر آستانه NRR حدود ۰/۲۱ و در الگو با متغیر آستانه COC حدود ۰/۲۰ درصد کاهش می‌یابد. تمرکز جمعیت در یک منطقه خاص ممکن است فشار سمت تقاضا را کاهش و پایداری زیست‌محیطی را افزایش دهد، در حالی که افزایش جمعیت در یک منطقه معین ممکن است با افزایش فشار بر طرف عرضه طبیعت، LCF را کاهش دهد. درواقع می‌توان ادعا کرد که تمرکز جمعیت در یک منطقه معین (به‌عنوان مثال، مناطق شهری)، از یک‌سو می‌تواند تأمین نیازهای اکولوژیکی افراد بیشتری را با یک سامانه زیرساختی مشابه تضمین کند (اثر مثبت)؛ در حالی که از سوی مخالف، تمرکز جمعیت در یک منطقه می‌تواند با ایجاد محیطی چندبعدی مسائلی مانند کاربری زمین، کاهش آب، افزایش زباله‌های صنعتی و خانگی و غیره ایجاد کند که ظرفیت احیای طبیعت را کاهش دهد (اثر منفی) (Erdogan. 2024). اثر نهایی (خالص) تراکم جمعیت بر LCF به برآیند مجموع این دو اثر وابسته است که در این مطالعه اثر منفی بر اثر مثبت غالب است.

---

1. Degirmenci & Aydin

در الگوی (۱) با متغیر آستانه‌ای NRR (TV)، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم نخست که در آن سهم رانت منابع طبیعی از GDP کمتر از مقدار آستانه خود یعنی ۱۲/۳۸۵ درصد است ($lnDebt(NRR \leq 12.385)$)، مثبت، اما از لحاظ آماری فاقد معناداری لازم است. در مقابل، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم دوم که در آن سهم رانت منابع طبیعی از GDP بیشتر از مقدار آستانه خود یعنی ۱۲/۳۸۵ درصد است ($lnDebt(NRR > 12.385)$)، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار است. به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در سهم بدهی‌های عمومی از GDP، ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه، حدود ۰/۰۶ درصد کاهش می‌یابد. براساس این نتایج می‌توان گفت که وابستگی بالا به رانت منابع طبیعی، نقش معناداری در اثرگذاری مخرب بدهی‌های عمومی بر پایداری زیست‌محیطی دارد. در الگوی (۲) با متغیر آستانه‌ای COC (TV)، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم نخست که در آن شاخص کنترل فساد کمتر از مقدار آستانه خود یعنی ۰/۸۸۲ درصد ($lnDebt(COC \leq 0.882)$)، منفی و از لحاظ آماری دارای معناداری لازم است. به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سهم بدهی‌های عمومی از GDP، ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه، حدود ۰/۰۴ درصد کاهش می‌یابد. در مقابل، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم دوم که در آن شاخص کنترل فساد بیشتر از مقدار آستانه خود یعنی ۰/۸۸۲ است ($lnDebt(COC > 0.882)$)، مثبت و در سطح اطمینان بالایی معنادار است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در سهم بدهی‌های عمومی از GDP، ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه، حدود ۰/۰۲ درصد افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که کنترل فساد، نقش معناداری در نوع اثرگذاری بدهی‌های عمومی بر پایداری زیست‌محیطی دارد.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

پیرامون نحوه اثرگذاری بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط زیست دیدگاه‌های متفاوتی مطرح شده است. گروهی معتقدند که بدهی عمومی بالا ممکن است توانایی اقتصادهای بدهکار را برای مشارکت در انتقال انرژی پایدار تضعیف و ظرفیت بسیج منابع داخلی و درنتیجه سرمایه‌گذاری در سازگاری با تغییرات اقلیمی را محدود کند. در مقابل، دیدگاه دیگر معتقد است که بدهی‌های عمومی می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی را با تأمین مالی سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کم‌کربن، پروژه‌های انرژی پاک یا فعالیت‌های پژوهش و

توسعه زیست‌محیطی که عمدتاً به نفع نسل‌های آینده است، افزایش دهد. براساس ترکیب دو دیدگاه فوق، دیدگاه دیگری (دیدگاه سوم) نیز وجود دارد که تأثیر بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط زیست را به عوامل مختلفی نظیر کیفیت نهادی و سطح منابع طبیعی وابسته می‌داند. نهادهای خوب از بدهی دولت به‌طور مؤثری برای تأمین مالی پروژه‌های دوستدار محیط زیست و صندوق‌های پژوهش‌هایی برای توسعه فناوری‌های انرژی پاک مانند طرح‌های انرژی تجدیدپذیر استفاده می‌کنند. در مقابل، بازپرداخت بدهی می‌تواند اقتصادهای دارای بدهی‌های بالا را مجبور به افزایش فشار بر محیط طبیعی و تخریب محیط زیست به منظور افزایش درآمدهای عمومی کند.

در این راستا هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه بدهی‌های عمومی و شاخص ضریب ظرفیت بار (LCF) در ۶۷ کشور جهان طی دورهٔ زمانی ۲۰۲۲-۲۰۰۲ و با تأکید بر اثرات آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و شاخص کنترل فساد پرداخته است. به این منظور از متغیرهای درآمد سرانه و مجذور آن، مصرف انرژی و تراکم جمعیت به‌عنوان متغیر کنترل و جهت برآورد الگوی پژوهش از تحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و روش پانل آستانه‌ای استفاده شد.

نتایج تجربی نشان می‌دهد که تأثیر بدهی‌های عمومی بر شاخص پایداری زیست‌محیطی، غیرخطی و به سطح آستانه رانت منابع طبیعی (الگوی اول) و کنترل فساد (الگوی دوم) وابسته است. بر این اساس دو رژیم متفاوت و یک اثر آستانه بین بدهی‌های عمومی و شاخص کیفیت محیطی LCF وجود دارد. سطح آستانه رانت منابع طبیعی در الگوی اول، ۱۲/۳۸۵ درصد از GDP و سطح آستانه شاخص کنترل فساد، عدد ۰/۸۸۲ در الگوی دوم است. در الگو با متغیر آستانه‌ای رانت منابع طبیعی، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم نخست بی‌معنا، اما در رژیم دوم، منفی و معنادار است. در الگو با متغیر آستانه‌ای کنترل فساد نیز، اثر بدهی‌های عمومی در رژیم نخست منفی و معنادار، اما در رژیم دوم، مثبت و معنادار است. بر این اساس می‌توان گفت که رانت منابع طبیعی و کنترل فساد، نقش مهمی در نوع و شدت اثرگذاری بدهی‌های عمومی بر میزان پایداری زیست‌محیطی دارد. در این راستا نتایج مطالعه فاروق و همکاران (۲۰۲۳) نشان‌گر اثر تعاملی منفی بدهی عمومی و کیفیت نهادی بر شاخص‌های تخریب محیط زیست است که بیان می‌کند تأثیر نامطلوب بدهی عمومی بر کیفیت محیط زیست در حضور نهادهای قوی کاهش می‌یابد. نتایج

مطالعه آمپوفه و همکاران (۲۰۲۱) و گل‌خندان (۱۴۰۲) نشان می‌دهد که اقتصادهای دارای بدهی‌های بالا مجبور به افزایش فشار بر محیط طبیعی و تخریب محیط زیست به منظور افزایش درآمدهای عمومی می‌شوند. نتایج مطالعات تجربی بارت و منو (۲۰۲۴) و الحسن و کواکوا (۲۰۲۳) نیز حاکی از آن است که بدهی دولت در مراحل اولیه، کیفیت محیطی را تا یک سطح آستانه بهبود می‌بخشد؛ اما فراتر از آن، افزایش بدهی به محیط زیست آسیب می‌زند (رابطه U معکوس).

براساس سایر نتایج، سرانه مصرف انرژی و تراکم جمعیت، اثر منفی و معنادار بر LCF داشته‌اند و فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار (LCC) به معنای رابطه U شکل بین درآمد سرانه و LCF مورد تأیید قرار می‌گیرد.

براساس نتایج اصلی این پژوهش مبنی بر نقش منفی فساد و رانت منابع طبیعی در نحوه اثرگذاری بدهی‌های عمومی بر پایداری زیست‌محیطی، مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این پژوهش عبارتند از:

✓ تلاش جدی برای کنترل فساد و اعمال سیاست‌های ضد فساد در زمینه‌هایی که فساد با انحراف و اتلاف بدهی‌های عمومی منجر به کاهش منابع مالی و سرمایه‌گذاری در زمینهٔ پروژه‌های انرژی پاک و دوستدار محیط زیست می‌شود. ازجمله این اقدامات می‌توان به حذف بروکراسی‌های زائد اداری و شفاف‌سازی در جهت کنترل زمینه‌های ایجاد رانت، افزایش آزادی رسانه‌ها و آگاهی‌رسانی عمومی در جهت نظارت قوی بر عملکرد سیاست‌گذاران، شناسایی و اصلاح نقاط ضعف قوانین و مقرراتی که زمینه‌ساز ایجاد فساد و تخریب محیط زیست هستند مانند مقررات حاکم بر واگذاری منابع طبیعی، صدور مجوزهای صنعتی و ... و برخورداری از دانش و آگاهی لازم در مبارزه با فساد در حوزه محیط زیست اشاره کرد.

✓ از آنجا که بدهی‌های عمومی در کشورهای برخوردار از سطوح بالای منابع طبیعی از طریق استخراج و فروش سریع این منابع منجر به کاهش پایداری زیست‌محیطی می‌شود، کنترل بدهی‌های عمومی و مدیریت صحیح نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به منظور کاهش سرعت استخراج منابع طبیعی و همچنین، اختصاص سهم بهینه‌ای از رانت ناشی از فروش منابع طبیعی به صندوق‌های سبز در جهت سرمایه‌گذاری در فناوری‌های مناسب و سازگار با محیط زیست ضروری است.

۹. تعارض منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

۱۰. سپاسگزاری

نویسندگان مقاله از داوران محترم که با نظرات ارزشمندشان باعث ارتقای سطح کیفی مقاله شدند، کمال تشکر و قدردانی را دارند.

ORCID

Abolghasem Golkhandan https://orcid.org/0000-0001-6332-9215

منابع

آماده، حمید؛ شاکری، عباس و محمدیان، فرشته. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین اندازه دولت و کیفیت محیط زیست. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱(۲)، ۶۰-۲۷.

دل‌گرم، عاطفه؛ پهلوانی، مصیب و رادنیا، مرجان. (۱۴۰۳). تأثیر کیفیت نهادها بر کاهش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن (منتخبی از کشورهای عضو پیمان شانگهای). *مطالعات علوم محیط زیست*، ۹(۱)، ۷۹۱۹-۷۹۳۷. Doi: 10.22034/jess.2023.397444.2030

زروکی، شهریار. (۱۳۹۸). اثر اندازه دولت بر آلایندگی محیط‌زیست در ایران. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. ۱۰ (۳۶)، ۲۳۴-۱۹۵.

علیزاده، محمد؛ گل‌خندان، ابوالقاسم و محمدیان منصور، صاحبه. (۱۳۹۴). تأثیر آستانه‌ای بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی ایران: الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR). *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۲)، ۲۴-۱.

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۲). تأثیر نامتقارن رانت نفت بر بدهی‌های عمومی در ایران. *مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۲(۳)، ۲۹۲-۲۶۹. Doi: 10.22126/pse.2023.9740.1062

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و باقرپور دوین، آسیه. (۱۳۹۶). بررسی اثر مخارج دولت بر کیفیت محیط زیست در ایران، اولین کنفرانس ملّی مطالعات نوین مدیریت در ایران، کرج.

معبودی، رضا؛ نادمی، یونس و عذرتی، بنفشه. (۱۴۰۲). اثر آستانه‌ای رانت نفت بر بدهی عمومی در ایران. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۵(۳۰)، ۲۲۷-۲۰۲.

Doi: 10.22034/epj.2024.20483.2475

References

Alhassan, H. & Kwakwa, P.A. (2023). The effect of natural resources extraction and public debt on environmental sustainability. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 34(3), 605-623. DOI: 10.1108/MEQ-07-2022-0192

Alizadeh, M., Golkhandan, A., & Mohamadian Mansoor, S. (2015). Threshold Effects of External Debt on Economic Growth of Iran: Smooth Transition Regression (STR) Model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(2), 1-24. (In Persian)

Amadeh, H., Shakeri, A., & Mohammadeyan, F. (2012). Government size, Government quality and environmental quality Case study of OECD and OIC countries. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 1(2), 27-60. (In Persian)

Ampofo, G. M. K.; Jinhua, C.; Bosah, P. C.; Ayimadu, E. T. & Senadzo, P. (2021). Nexus between total natural resource rents and public debt in resource-rich countries: A panel data analysis. *Resources Policy*, 74. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102276

Asif, M., Sharma, V., Sharma, H.P., Aldawsari, H., Wani, S.K., Khosla, S. & Chandii wll aI,, VJJ. ()))))) Fssaal fff iii t ‘rrr ee’ rr ‘vvv’’’ frr environmental quality in India? An empirical investigation employing a battery of distinct ARDL approaches. *Heliyon*. 9(10). Doi: 10.1016/j.heliyon.2023.e20711

Azar, C. & Holmberg, J. (1995). Defining the generational environmental debt. *Ecological Economics*, 14, 7-19.

Baret, M. & Menuet, M. (2024). Fiscal and Environmental Sustainability: Is Public Debt Environmentally Friendly? *Environmental and Resource Economics*, 87, 1497-1520. DOI: 10.1007/s10640-024-00847-0

Bese, E., Friday, H.S. & Özden, C. (2020). The Effect of External Debt on Emissions: Evidence from China. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11, 440-447.

Boly, M., Combes, J.L., Combes-Motel, P., Menuet, M., Minea, A. & Villieu, P. (2022). Can public debt mitigate environmental debt? Theory and empirical evidence. *Energy Economics*, 111. DOI: 10.1016/j.eneco.2022.105895

Clootens, N. (2017). Public debt, life expectancy, and the environment. Environmental Modelling and Assessment, 22(3), 267-278. DOI: 10.1007/s10666-016-9535-1

Cooray, A. & ÖzmenThe, M. (2024). Role of institutions on public debt: A quantile regression approach. *International Review of Economics & Finance*, 93, 912-928. https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.03.065

Dam, M. M. & Durmaz, A. (2024). Does public debt and government effectiveness contribute to environmental sustainability? Validity of the

inverted load capacity factor hypothesis in newly industrialized countries. *Reference Module in Social Sciences*. https://doi.org/10.1016/B978-0-44-313776-1.00253-1

Degirmenci, T. & Aydin, M. (2024). Testing the load capacity curve hypothesis with green innovation, green tax, green energy, and technological diffusion: A novel approach to Kyoto protocol. *Sustainable Development*. https://doi.org/10.1002/sd.2946

Delgarm, A., Pahlavani, M. & Radnia, M. (2024). Investigating the effect of the quality of institutions on the reduction of carbon dioxide emissions (a selection of members' countries of the Shanghai Cooperation Organization). *Journal of Environmental Science Studies*, 9(1), 7919-7937. https://doi: 10.22034/jess.2023.397444.2030 (In Persian)

Dietz, T. & Rosa, E.A. (1997). Effects of population and affluence on CO_2 emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 94, 175-179. https://doi.org/10.1073/PNAS.94.1.175

Djedaiet, A., Ayad, H. & Ben-Salha., O. (2024). Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects. *Resources Policy*, 89. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104598

Dogan, A., Pata, U.K. (2022). The role of ICT, R&D spending and renewable energy consumption on environmental quality: testing the LCC hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*. 380, 135038

Eedogan, S. (2023). Linking natural resources and environmental sustainability: A panel data approach based on the load capacity curve hypothesis. *Sustainable Development*, 1-13. https://doi.org/10.1002/sd.2836

Erdogan, S. (2024). On the impact of natural resources on environmental sustainability in African countries: A comparative approach based on the EKC and LCC hypotheses. *Resources Policy*, 88.

Farooq, F., Zaib, A., Faheem, M. & Gardezi, M.A. (2023). Public debt and environment degradation in OIC countries: the moderating role of institutional quality. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 55354-55371. DOI: 10.1007/s11356-023-26061-x

Ghorbani, Z., Mozaffari, Z., & Ghaderi, S. (2024). The Effect of Monetary and Fiscal Policies on the Ecological Footprint in Iran. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 13(50), 109-136. Doi: 10.22084/aes.2024.28533.3651 (In Persian)

Golkhandan, A. (2023). The asymmetric effect of oil rent on public debt in Iran. *Public Sector Economics Studies*, *2*(3), 269-292. Doi: 10.22126/pse.2023.9740.1062 (In Persian)

Golkhandan, A., & Moazemi Nejhad, F. (2020). Effect of Economic Growth, Population, Energy Consumption and Trade on Environmental Quality in MENA Region Countries. *Environmental Researches*, 11(21), 157-168. (In Persian)

Guloglu, B., Caglar, A.E. & Pata, U.K. (2023). Analyzing the determinants of the load capacity factor in OECD countries: Evidence from advanced quantile panel data methods, *Gondwana Research*, 118, 92-104. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.02.013

Grobéty, M. (2018). Government debt and growth: the role of liquidity. *Journal of International Money and Finance*, 83, 1-22. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.01.004

Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *J. Econ*. 93(2), 345-368.

International Energy Agency. (2019). Global Energy & CO_2 Status Report 2018. URL: https://webstore.iea.org/global-energy-co2-status-report-2018

Jernelöv, A. & Edenmark, U. (1992). Swedish environmental debt. Allmänna förl.

Katircioglu, S. & Celebi, A. (2018). Testing the role of external debt in environmental degradation: Empirical evidence from Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*. 25, 8843-8852. DOI: 10.1007/s11356-018-1194-0

Lotfalipour, M.R., Fallahi, M.A. & Baqarpour Devin, A. (2016). Investigating the effect of government spending on environmental quality in Iran, the first national conference on modern management studies in Iran, Karaj. (In Persian)

Maaboudi, R., Nademi, Y. & Azraty, B. (2024). The Threshold Effect of Oil Rent on Public Debt in Iran. *The Journal of Economic Policy*, 15(30), 202-227. Doi: 10.22034/epj.2024.20483.2475 (In Persian)

Sadiq, M., Shinwari, R., Usman, M., Ozturk, I. & Maghyereh, A.I. (2022). Linking nuclear energy, human development, and carbon emission in BRICS region: Do external debt and financial globalization protect the environment? *Nuclear Engineering and Technology*, 54(9), 3299-3309. https://doi.org/10.1016/j.net.2022.03.024

Pata, U.K. (2021). Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. *The European Journal of Health Economics*, 22(9), 1427-1439. https://doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0

Pata, U.K. & Ertugrul, H.M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital, and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 80.

Pata, U.K. & Tanriover, B. (2023). Is the load capacity curve hypothesis Valid for the top ten tourism destinations? *Sustainability*, 15(2), 960. https://doi.org/10.3390/su15020960

Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels, Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435.

Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Saleem, S.H., Ahmed, D.H. & Samour, A. (2024). Examining the Impact of External Debt, Natural Resources, Foreign Direct Investment, and Economic Growth on Ecological Sustainability in Brazil. *Sustainability*, 16(3), 1037. https://doi.org/10.3390/su16031037

Siche, R., Pereira, L., Agostinho, F., & Ortega, E. (2010). Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as a case study. *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 15(10), 3182-3192. https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2009.10.027

Sun, A., Bao, K., Aslam, M., Gu, X., Khan, Z. & Uktamofv, K. F. (2023). Testing load capacity and environmental Kuznets curve hypothesis for China: Evidence from novel dynamic autoregressive distributed lags model. *Gondwana Research*. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.07.018

Snn X, Luu X ())))) Dccmmiii tinn aaalyiis ff tttt ’s imccct nn Cii ’’’ s energy consumption. *Energy Policy*, 146. DOI: 10.1016/j.enpol.2020.111802

Uche, E. & Ngepah, N. (2024). How green technology, energy transition, and resource rents influence load capacity factor in South Africa. *International Journal of Sustainable Energy*, 43. https://doi.org/10.1080/14786451.2023.2281038

Ul-Durar, S., Arshed, N., Anwar, A., Sharif, A. & Liu, W. (2023). How does economic complexity affect natural resource extraction in resource-rich countries? *Resources Policy*, 86. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104214

Van den Bergh, J.C. (2013). Policies to enhance the economic feasibility of a sustainable energy transition. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 110, 2436-2437.

Wang, Z., Danish, Zhang, B. & Wang, B. (2018). The moderating role of corruption between economic growth and CO_2 emissions: Evidence from BRICS economies. *Energy*, 148, 506-513. https://doi.org/10.1016/j.energy.2018.01.167

Wang, Q., Sun, J., Li, R, & Pata, U.K. (2024). Linking trade openness to load capacity factor: The threshold effects of natural resource rent and corruption control. *Gondwana Research*, 129, 371-380. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.05.016

Westerlund, J. & Edgerton, D.L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97, 185-190. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003

Zaroki, S. (2019). Effect of Government Size on Environmental Pollution in Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 10(36), 195-234. (In Persian)

Zhang, Y.J., Jin, Y.L., Chevallier, J. & Shen, B. (2016). The effect of corruption on carbon dioxide emissions in APEC countries: A panel quantile regression analysis. *Technological Forecasting and Social Change*, 112, 220-227.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

استناد به این مقاله: گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳). بدهی‌های عمومی؛ دوستدار محیط زیست یا تخریب‌کننده آن؟ نقش آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و کنترل فساد، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، ۹(۴)، صفحات ۱۷۵-۲۱۱.

Journal of Environmental and Natural Resource Economics licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

پیوست‌ها

جدول ۱. فهرست کشورهای موردمطالعه

امارات	سوئیس	اسپانیا	هند	لوکزامبورگ	لهستان	ترینیداد و توباگو
آرژانتین	چین	استونی	مجارستان	لتونی	پرتغال	تونس
استرالیا	کلمبیا	فنلاند	ایران	مکزیک	رومانی	ترکیه
اتریش	قبرس	فرانسه	عراق	مالزی	روسیه	اوکراین
آذربایجان	جمهوری چک	انگلیس	ایسلند	هلند	عربستان	آمریکا
بنگلادش	آلمان	یونان	اسرائیل	نروژ	سنگاپور	ویتنام
بلژیک	دانمارک	هنگ‌کنگ	ایتالیا	نیوزلند	اسلوونی	آفریقای جنوبی
بلغارستان	الجزایر	کرواسی	ژاپن	پاکستان	اسلواکی	
برزیل	اکوادور	مجارستان	قزاقستان	پرو	سوئد	
کانادا	مصر	اندونزی	کره جنوبی	فیلیپین	تایلند	

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی