Journal website : https://pse.razi.ac.ir

Razi University

Public Sector Economics Studies 14
Qurterly PSE
Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University
Vol. 4, Issue 14, Winter 2026 | Online ISSN: 2821-2681

Nonlinear Relationship between Public Debt and Environmental Debt with Regard to the Role of Institutional Quality

Mohammadian Mansour, S.[1]

Type of Article: **Research**
10.22126/pse.2025.13125.1222
Received: 09 November 2025; Accepted: 30 December 2025
pp. 719-746

Abstract

On the one hand, public debt can help reduce environmental debt by financing projects that promote environmental sustainability. On the other hand, the high level of public debt often limits investment in renewable energy and puts pressure on natural resources, thereby aggravating the environmental debt. Therefore, examining the nonlinear relationship between public debt and environmental debt is important. However, this nonlinear relationship may be affected by factors such as the quality of debt management. Accordingly, the main objective of this study is to investigate the role of institutional quality in the nonlinear relationship between public debt and environmental debt in developing countries during the period 1996-2022. For this purpose, panel cointegration analyses with cross-sectional dependence and the cross-sectionally augmented autoregressive distributed lag (CS-ARDL) have been used. The empirical results indicate that, as the public debt-to-GDP ratio increases, per capita environmental debt initially decreases, but after reaching a certain level, it increases. This result confirmed the U-shaped relationship hypothesis between the two debts in developing countries with a threshold level of 67.5 percent. Additionally, according to the results, an increase (decrease) in institutional quality raises (lowers) the threshold level of public debt and, as a result, increases (decreases) the effectiveness of public debt in reducing environmental debt. The robustness of the empirical results has also been confirmed using the PMG-ARDL method.

Keywords: Public Debt, Environmental Debt, Institutional Quality, Nonlinear Relationship, Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag.

JEL Classification: C32, Q56, H6, E02.

1. Assistants Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.
Email: sahebemansour@pnu.ac.ir

Citations: Mohammadian Mansour, S. (2026). "Nonlinear relationship between public debt and environmental debt with regard to the role of institutional quality". *Public Sector Economics Studies*, 4(14), 719-746.
Homepage of this Article: https://pse.razi.ac.ir/article_4119.html?lang=en

1. Introduction

In recent decades, stemming the rising environmental and public debt has been the two distinguishing characteristics of achieving sustainable development in global prospects. (Biswal et al., 2025). As per the Global Footprint Network (2023) report, the global per capita ecological deficit is 1.17 Gha, and the cumulative sum of this ecological biodiversity deficit is known as environmental debt. Environmental debt is defined as the accumulation of past environmental impacts of natural resource depletion and environmental degradation, owed to future generations. It is measured by the costs required to restore the environmental damage that is economically and technically restorable (Jernelöv & Edenmark, 1992). A reasonable and sustainable level of public debt can lead to a reduction in environmental debt by financing projects that contribute to environmental sustainability. Conversely, high and unsustainable levels of public debt often limit investment in renewable energy, put pressure on natural resources, and thereby exacerbate environmental debt. Therefore, examining the nonlinear relationship between public debt and environmental debt is important. However, this nonlinear relationship may be affected by factors such as the quality of debt management. Accordingly, the main objective of this study is to investigate the role of institutional quality in the nonlinear relationship between public debt and environmental debt in developing countries during the period 1996-2022.

2. Theoretical framework

Both "benediction" and "curse" perspective, public debt affects the environment. The benediction perspective of public debt is based on assumption that the government uses public debt to fund environmental sustainability initiatives by investing in renewable energy projects and giving grants for environmentally friendly R&D that ultimately assist in improving the environment quality. However, "curse" perspective believes that a large amount of public debt can prevent funding for renewable energy projects while also limiting the ability of governments to offer funds for research into renewable energy technologies. Additionally, a rising level of debt may push the government to cut back on investments and spending to bridge the budget deficit (Farooq et al., 2023; Biswal et al., 2025). By combining the benediction and curse hypotheses, a nonlinear U-shaped relationship can be imagined between public debt and environmental quality, which depends on various variables such as institutional quality (Golkhandan, 2024). Institutional quality not only directly influences the environment quality but also impacts the linkage between public debt and environmental performance. Good institutions use the government debt effectively to finance environment-friendly projects and research funds for the development of clean energy technologies such as renewable energy plans (Farooq et al., 2023). In fact, institutional quality plays an important role in the effectiveness of public debt in reducing environmental debt.

3. Methodology

To measure the non-linear effect of public debt on environmental debt considering the role of institutional quality, the following basic econometric equation is written as:

$$ED_{it} = \Psi_0 + \Psi_1 PD_{it} + \Psi_2 (PD_{it})^2 + \Psi_3 IQ_{it} + \Psi_4 (PD_{it} * IQ_{it}) + \Psi_5 GDP_{it} + \Psi_6 REC_{it} + \Psi_7 FDI_{it} + \epsilon_{it}$$

Here i and t represent the country and time period, respectively, $\Psi_0$represents the intercept, Ψ_i indicates the slope coefficient, and ϵ represents the error term. The unit of measurement, description, and source of data is depicted in Table 1.

Table 1. Variables sources and units

Variable	Description	Units	Sources
ED	Environmental Debt	Per Capita	Authors' own calculation from Global Footprint Network (GFN) Data
PD	Public Debt	% of GDP	International Monetary Fund (IMF)
IQ	Institutional Quality	Good Governance Index, measured on a scale of (-2.5)–(+2.5)	Worldwide Governance Indicators (WGI)
GDP	GDP Per Capita	Constant US $ 2015	World Development Indicators (WDI)
RER	Renewable Energy	% of Total Energy	Our World in Data (OWID)
FDI	FDI Inflows	% of GDP	WDI

This research employs the cross-sectional augmented autoregressive distributive lag (CS-ARDL) framework offered by Chudik and Pesaran (2015) to evaluate the long-term estimates. The primary motivation of this approach is Pooled Mean Group (PMG)-ARDL, which was proposed by Pesaran et al. (1999). This technique has many features that provide various benefits and other attributes. For instance, it is a consistent estimator while dealing with variables with different integration orders, such as 1(0) or 1(1). Additionally, the short and long-run CD may lead to the wrong estimation.

4. Discussion

The empirical results indicate that, as the public debt-to-GDP ratio increases, per capita environmental debt initially decreases, but after reaching a certain level, it increases. This result confirmed the U-shaped relationship hypothesis between the two debts in developing countries with a threshold level of 67.5 percent. Additionally, according to the results, an increase (decrease) in institutional quality raises (lowers) the threshold level of public debt and, as a result, increases (decreases) the effectiveness of public debt in reducing environmental debt. The robustness of the empirical results has also been confirmed using the PMG-ARDL method.

5. Conclusion and Suggestion

The study underscores that from the high level of public debt needs to be managed efficiently by converting its effect from “Curse” to “Benediction” for the ecology.

6. Ethical Considerations

6.1. Compliance with Ethical Guidelines

The author of the article declares that research ethics have been observed in this article.

6.2. Funding

The author of the article has not received any budget from any organization or company to conduct the research.

6.3. Authors’ Contribution

The author of the article declares that all aspects of this research have been conducted by them.

6.4. Conflict of Interest

The author of the article declares that there is no conflict of interest in this research.

6.5. Acknowledgments

The valuable comments and suggestions of the respected reviewers are greatly appreciated for improving the status of the article.

وب‌ســـــایت نـــــشریه: https://pse.razi.ac.ir

فصلنامه مطالعات اقتصاد بخش عمومی ۱۴
گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی
دورهٔ ۴، شمارهٔ ۱۴، زمستان ۱۴۰۴ | شاپای الکترونیکی: ۲۶۸۱-۲۸۲۱

دانشگاه رازی
انجمن اقتصاد ایران

رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی با توجه به نقش کیفیت نهادی

صاحبه محمدیان‌منصور[1]

نوع مقاله: **پژوهشی**
10.22126/pse.2025.13125.1222
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۱۸؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۹
ص ۷۱۹-۷۴۶

چکیده

بدهی عمومی از یک سو می‌تواند با تأمین مالی طرح‌هایی که به پایداری زیست‌محیطی کمک می‌کنند، به کاهش بدهی زیست‌محیطی منجر شود. از سوی دیگر، سطح بالای بدهی عمومی اغلب منجر به محدود نمودن سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر و فشار به منابع طبیعی و در نتیجه تشدید بدهی زیست‌محیطی می‌شود. از این‌رو، بررسی رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی از اهمیت قابل‌توجهی برخوردار است. با این حال، این رابطهٔ غیرخطی ممکن است تحت‌تأثیر عواملی نظیر کیفیت مدیریت بدهی دستخوش تغییر شود. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی نقش کیفیت نهادی در رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۲ است. به این منظور، از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی و برآوردگر خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعمیم‌یافتهٔ مقطعی (CS-ARDL) استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهند که با افزایش سهم بدهی عمومی از GDP، سرانهٔ بدهی زیست‌محیطی ابتدا کاهش، ولی پس از رسیدن به سطح خاصی از سهم بدهی عمومی از GDP، افزایش می‌یابد. این نتیجه بر تأیید فرضیهٔ رابطهٔ Uشکل بین دو بدهی در کشورهای در حال توسعه با سطح آستانهٔ ۶۷/۵ درصد دلالت دارد. همچنین طبق نتایج، افزایش (کاهش) کیفیت نهادی موجب می‌شود تا سطح آستانهٔ بدهی عمومی افزایش (کاهش) و در نتیجه میزان اثربخشی بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی افزایش (کاهش) یابد. استحکام نتایج تجربی با استفاده از روش PMG-ARDL نیز تأیید شده است.

واژه‌های کلیدی: بدهی‌های عمومی، بدهی زیست‌محیطی، کیفیت نهادی، رابطهٔ غیرخطی، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعمیم‌یافتهٔ مقطعی.

طبقه‌بندی JEL: C32 ،Q56 ،H6 ،E2.

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.
Email: sahebemansour@pnu.ac.ir

ارجاع به مقاله: محمدیان‌منصور؛ صاحبه. (۱۴۰۴). «رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی با توجه به نقش کیفیت نهادی». مطالعات اقتصاد بخش عمومی، ۴(۱۴)، ۷۱۹-۷۴۶.

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://pse.razi.ac.ir/article_4119.html

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، جلوگیری از افزایش بدهی‌های زیست‌محیطی و عمومی دو ویژگی متمایز دستیابی به توسعهٔ پایدار در چشم‌اندازهای جهانی بوده است. در سطح جهانی، فشار بار بدهی عمومی در بسیاری از اقتصادهای جهان به‌دلیل بحران‌های اقتصادی، تقاضای رفاه اجتماعی و رویدادهای پیش‌بینی‌نشده مانند بیماری‌های همه‌گیر و بلایای طبیعی در حال افزایش است. برای کاهش این بار بالای بدهی، دولت از تنوع زیستی اکولوژیکی با استفاده از آن در انواع فعالیت‌های درآمدزا بهره‌برداری می‌کند (Boly et al, 2022). طبق گزارش شبکهٔ ردپای جهانی[1] (۲۰۲۳)، کسری سرانهٔ زیست‌محیطی جهانی حدود ۱/۱۷ سرانهٔ هکتار جهانی (Gha) بوده است و این مسئله بدهی‌های زیست‌محیطی یا اقلیمی را که نسل‌های آینده متحمل خواهند شد تقویت می‌کند (Azar & Holmberg, 1995). مجموع تجمعی این کسری اکولوژیکی به‌عنوان بدهی زیست‌محیطی شناخته می‌شود که به‌صورت «انباشت اثرات زیست‌محیطی گذشته ناشی از کاهش منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست، بدهکار به نسل‌های آینده» تعریف می‌شود و با «هزینه‌های مورد نیاز برای بازسازی آسیب‌های زیست‌محیطی که از نظر اقتصادی و فنی قابل‌ترمیم هستند» اندازه‌گیری می‌شود (گل‌خندان، ۱۴۰۳الف). با این حال، در سطوح اولیه، افزایش بدهی عمومی به افزایش هزینه‌های کاهندهٔ آلودگی محیط‌زیست کمک می‌کند؛ اما در درازمدت، به‌دلیل فشار بالای بار بدهی و ناکارامدی استفاده از آن، این هزینه‌های کاهنده کاهش می‌یابند (Asif et al, 2023). از این‌رو، پیامدهای زیست‌محیطی تصمیمات تأمین مالی‌شده از طریق بدهی، بحث‌های مهمی را در سال‌های گذشته برانگیخته است. آیا بدهی عمومی در کوتاه‌مدت با ایجاد بودجه برای نوآوری سبز، زیرساخت‌های پایدار و تاب‌آوری اقلیمی، یک نعمت و موهبت است؟ یا می‌تواند در درازمدت با کاهش هزینه‌های کاهندهٔ تخریب محیط‌زیست به‌دلیل افزایش مسئولیت کشور در قبال بدهی‌های بالاتر، به یک نفرین و مصیبت تبدیل شود؟ این دوگانگی در قلب سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و زیست‌محیطی مدرن قرار دارد و پرسش‌های فوری را در مورد تأثیرات بلندمدت استراتژی‌های مالی برای دستیابی به سلامت زیست‌محیطی SDG-12 مطرح می‌کند (Biswal et al, 2025).

از دیدگاه «موهبت (برکت)»[2] نقش بدهی عمومی برای ارتقای مدیریت زیست‌محیطی از طریق وجوه قرض گرفته‌شده که به زیرساخت‌های سبز، یارانه برای پروژه‌های انرژی تجدیدپذیر و مشوق‌هایی برای ارتقای برنامه‌های سازگاری با آب‌وهوا هدایت می‌شوند بسیار حیاتی است (Fay, 2012). در این راستا، نشان داده شده است که کشورهای با سیاست‌های مالی ساختاریافته و کیفیت نهادی (حکمرانی) مؤثر از بدهی عمومی برای تأمین مالی نوآوری‌های زیست‌محیطی و گذار به اقتصادهای کم‌کربن استفاده می‌کنند (Sachs, 2015; Flammer, 2021).

1. Global Footprint Network (GFN)
2. Benediction

در مقابل، دیدگاه «نفرین»[1] نشان می‌دهد که سطح بدهی عمومی بالا فضای مالی را محدود و دولت‌ها را مجبور می‌کند تا بر اساس اولویت، رشد اقتصادی کوتاه‌مدت را بر پایداری زیست‌محیطی بلندمدت اولویت دهند (Cohen, 1993). تحت چنین محدودیت‌هایی، سرمایه‌گذاری در هزینه‌های کاهندهٔ اثرات زیست‌محیطی کاهش می‌یابد و دولت با اهمیت دادن بیشتر به ترمیم اقتصادی فوری و پرداخت بدهی، اهمیت فناوری سبز را به حداقل می‌رساند (Barro, 1979). علاوه بر این، در بلندمدت، اثر جایگزینی بدهی بالا هزینه‌های عمومی در محیط‌زیست را برای توسعهٔ پایدار محدود می‌کند (Krugman, 1988). از طرفی ممکن است که با ترکیب دو دیدگاه فوق، یک رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی به‌صورت رابطهٔ Uشکل پدید آید (Biswal et al, 2025). به این صورت که افزایش بدهی عمومی تا یک سطح خاص، موهبتی برای محیط‌زیست باشد و به کاهش بدهی زیست‌محیطی بینجامد؛ اما از این سطح به بعد، افزایش بدهی عمومی با افزایش بدهی زیست‌محیطی به نفرینی برای محیط‌زیست تبدیل شود.

با این حال، ارتباط بین بدهی عمومی و زیست‌محیطی در درجهٔ اول به مدیریت استراتژیک بدهی عمومی بستگی دارد (Farooq et al, 2023). نهادهای خوب به‌طور مؤثرتری از بدهی عمومی برای تأمین مالی پروژه‌های دوستدار محیط‌زیست و توسعهٔ فناوری‌های انرژی پاک استفاده می‌کنند. در مقابل، کیفیت نهادی ضعیف با تبدیل شدن به مانعی برای تأمین مالی پروژه‌های انرژی پاک، مشکلاتی را ایجاد می‌کند و این سوءمدیریت ممکن است به کاهش بیشتر منابع مالی پروژه‌های انرژی پاک در جهت کاهش کسری بودجه منجر شود. بر این اساس، می‌توان گفت که کیفیت نهادی نقش مهمی در میزان اثربخشی بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی خواهد داشت.

بر اساس توضیحات فوق، آنچه به‌عنوان سؤالات اصلی این تحقیق مطرح می‌شود آن است که آیا رابطهٔ بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی، یک رابطهٔ غیرخطی است و در چه نقطه‌ای نقش بدهی عمومی در رابطه با بدهی زیست‌محیطی از جایگزین به مکمل تغییر می‌کند؟ علاوه بر این، نقش کیفیت نهادی در این رابطهٔ غیرخطی چگونه است و آیا می‌تواند با تغییر در سطح آستانه، میزان اثربخش بدهی عمومی را در زمینهٔ کاهش بدهی زیست‌محیطی تغییر دهد؟

بر این اساس، هدف اصلی پژوهش بررسی نقش کیفیت نهادی در ارتباط غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶–۲۰۲۲ است. ادامهٔ مقاله به این ترتیب سازمان‌دهی شده است: مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، روش‌شناسی، تجزیه و تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری و پیشنهادها.

1. Curse

۲. مبانی نظری

به‌طور کلی در زمینهٔ رابطهٔ بدهی عمومی (و انواع آن مانند بدهی خارجی) و کیفیت محیط‌زیست، چهار فرضیه مطرح است: فرضیهٔ نخست بر تأثیر مثبت بدهی عمومی بر کیفیت محیط‌زیست استوار است و معتقد است که دولت از بدهی عمومی برای تأمین مالی طرح‌های پایداری زیست‌محیطی از طریق سرمایه‌گذاری در پروژه‌های انرژی تجدیدپذیر (سبز) و اعطای کمک‌های بلاعوض برای تحقیق و توسعهٔ سازگار با محیط‌زیست استفاده می‌کند که در نهایت به بهبود کیفیت محیط‌زیست کمک می‌کند (Sadiq et al, 2022). در مقابل، فرضیهٔ دوم بیان می‌کند که مقدار زیاد بدهی‌های عمومی می‌تواند از تأمین مالی پروژه‌های انرژی‌های تجدیدپذیر جلوگیری و در عین حال توانایی دولت‌ها به‌منظور ارائهٔ منابع مالی برای تحقیق در مورد فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر را محدود کند (گل‌خندان، ۱۴۰۳الف). علاوه بر این، افزایش سطح بدهی ممکن است دولت را وادار به کاهش سرمایه‌گذاری‌ها و هزینه‌ها برای پر کردن کسری بودجه کند. در نتیجه، ممکن است مخارج و سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر محدود شود که این موضوع می‌تواند منجر به استفادهٔ کمتر مؤثر از انرژی پاک گردد (Farooq et al, 2023) و کیفیت محیط‌زیست را کاهش دهد. علاوه بر این، افزایش سطح بدهی عمومی باعث افزایش سرمایه‌گذاری در کشور می‌شود که به‌نوبهٔ خود فعالیت‌های اقتصادی رشدمحور و تقاضای انرژی را افزایش می‌دهد که این موضوع تخریب محیط‌زیست را در پی خواهد داشت (Katircioglu & Celebi, 2018).

با ترکیب فرضیه‌های اول و دوم می‌توان یک رابطهٔ غیرخطی Uشکل بین بدهی‌های عمومی و کیفیت زیست‌محیطی متصور شد (فرضیهٔ سوم). در سطوح پایین بدهی عمومی، افزایش بدهی منجر به افزایش «هزینه‌های کاهش‌دهندهٔ»[1] تخریب محیط‌زیست و در نتیجه کیفیت زیست‌محیطی بهتر در بلندمدت می‌شود. 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. از این‌رو، افزایش بدهی منجر به کاهش هزینه‌های کاهش‌دهنده و کاهش کیفیت زیست‌محیطی می‌شود (Baret & Menuet, 2024).

بیسوال[3] و همکاران (۲۰۲۵) در این زمینه یک چارچوب نظری و استراتژی تجربی با پیروی از تعریف بدهی زیست‌محیطی توسط بولی[4] و همکاران (۲۰۲۲) ارائه کردند. بر این اساس، کسری زیست‌محیطی (D) به‌صورت رابطهٔ زیر تعریف می‌شود:

$$D = Q - P \qquad (۱)$$

که در رابطهٔ فوق، Q کیفیت محیط‌زیست و P آلودگی (تخریب) محیط‌زیست را نشان می‌دهد. بر این اساس، میزان بدهی زیست‌محیطی (ED) کشور i در سال t به‌صورت مجموع تجمعی کسری زیست‌محیطی برابر است با:

1. Abatement-Spending
2. Crowding-out Effect
3. Biswal
4. Boly

$$ED_{it} = \sum_{j=q}^{t} D_{ij} \qquad (۲)$$

که در رابطهٔ فوق، q دورهٔ زمانی اولیهٔ مورد مطالعه است. برای محاسبهٔ ظرفیت جذب محیط، فرض می‌شود فرایند تولید آلودگی به‌صورت زیر است:

$$P = \frac{Z^{\mu}}{G^{\delta}} \qquad (۳)$$

که در رابطهٔ فوق، $\mu > 0$ و $\delta > 0$ به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ کشش انتشار نهاده‌های آلاینده (Z) و کشش فرایند بازسازی از طریق هزینه‌های کاهش‌دهنده (G) هستند. بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) این چارچوب را با درگیر کردن یک شرکت رقابتی نماینده و دولت گسترش دادند. اگرچه این مدل به‌طور کامل مبانی خرد به‌ویژه رفتارهای خانوار و انتخاب‌های پرتفوی را تکرار نمی‌کند، اما به‌عنوان ابزاری مفهومی برای تحریک بررسی تجربی رابطهٔ غیرخطی بدهی–محیط‌زیست عمل می‌کند.

بر این اساس، در سطوح اولیه، بدهی عمومی (PD) و آلودگی (P) قابل‌جایگزینی هستند: $\frac{\partial P}{\partial PD} < 0$. در واقع در سطوح اولیه یا پایین بدهی عمومی، با افزایش بدهی عمومی، هزینه‌های مربوط به فعالیت‌های کاهش‌دهندهٔ آلودگی افزایش می‌یابد؛ از این‌رو، سطح آلودگی نیز کاهش می‌یابد. همچنین فرض می‌شود که در سطح اولیهٔ بدهی عمومی، کشش هزینه‌های کاهش‌دهندهٔ آلودگی بیشتر از اثرات نامطلوب کشش نهاده‌های آلاینده است ($\delta > \mu$). در مقابل، در سطوح بالاتر بدهی، بدهی عمومی (PD) و آلودگی (P) مکمل یکدیگرند: $\frac{\partial P}{\partial PD} > 0$. در واقع در سطح بالای بدهی عمومی، نیاز به سطح بالایی از پرداخت بهره همراه با مبلغ اصلی است و به‌دلیل این پرداخت بهرهٔ بالا، هزینه‌های مربوط به فعالیت‌های کاهش‌دهندهٔ آلودگی محیط‌زیست کاهش می‌یابد؛ از این‌رو، سطح آلودگی نیز افزایش می‌یابد. همچنین فرض می‌شود که در سطوح بالاتر بدهی عمومی، کشش هزینه‌های کاهش‌دهندهٔ آلودگی کمتر از اثرات نامطلوب کشش نهاده‌های آلاینده است ($\delta < \mu$) (Biswal et al, 2025).

بر اساس فرضیهٔ چهارم، تأثیر بدهی‌های عمومی بر کیفیت محیط‌زیست می‌تواند به سطوح مختلف متغیرهای گوناگون نظیر کیفیت نهادی وابسته باشد (گل‌خندان، ۱۴۰۳الف). کیفیت نهادی نه‌تنها مستقیماً بر کیفیت محیطی تأثیر می‌گذارد، بلکه بر رابطهٔ بین بدهی عمومی و عملکرد زیست‌محیطی نیز تأثیر می‌گذارد. نهادهای خوب از بدهی دولت به‌طور مؤثری برای تأمین مالی پروژه‌های دوستدار محیط‌زیست و صندوق‌های تحقیقاتی برای توسعهٔ 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 سوءمدیریت ممکن است به کاهش بیشتر منابع مالی پروژه‌های انرژی پاک توسط مسئولان منجر شود تا شکاف پس‌انداز–سرمایه‌گذاری برای به حداقل رساندن کسری حساب جاری و بودجه کاهش یابد (Farooq et al, 2023). در صورت در نظر گرفتن رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی، نقش کیفیت نهادی در این رابطه می‌تواند بسیار مهم باشد؛ چرا که

کیفیت نهادی می‌تواند با افزایش سطح آستانهٔ بدهی عمومی، میزان اثربخشی این بدهی را در کاهش بدهی زیست‌محیطی افزایش دهد. به‌منظور تشریح این موضوع و تبیین ریاضی اثر کیفیت نهادی (IQ) بر رابطهٔ غیرخطی بین بدهی عمومی (PD) و بدهی زیست‌محیطی (ED) در یک فرم تبعی ساده، این رابطه را به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$EQ = f(PD, PD^2, IQ, PD * IQ, \vec{X}) \quad (۴)$$

که شکل رگرسیونی آن به‌صورت زیر است:

$$EQ = \vartheta_0 + \vartheta_1 PD + \vartheta_2 PD^2 + \vartheta_3 IQ + \vartheta_4 PD * IQ + \vartheta \vec{X} + \epsilon \quad (۵)$$

بر اساس معادلهٔ فوق، سطح آستانهٔ بدهی‌های عمومی با فرض وجود رابطهٔ غیرخطی Uشکل $(\vartheta_1 < 0, \vartheta_2 > 0)$ و اثر تعاملی منفی کیفیت نهادی و بدهی عمومی بر بدهی زیست‌محیطی $(\vartheta_4 < 0)$، از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{d(EQ)}{d(PD)} = 0 \Rightarrow PD^* = -\frac{\vartheta_1 + \vartheta_4 IQ}{2\vartheta_2} \quad (۶)$$

بر اساس رابطهٔ فوق، سطح آستانهٔ PD علاوه بر ضرایب آن $(\vartheta_1, \vartheta_2)$، به ضریب عبارت تعاملی بدهی عمومی و سطح کیفیت نهادی (ϑ_4) نیز وابسته است. با توجه به اینکه مقدار شاخص کیفیت نهادی (شاخص حکمرانی خوب) بین دو عدد ۲/۵+ و ۲/۵− قرار دارد، می‌توان سه حالت حدی (افراطی) زیر را در نظر گرفت:

۱. اگر $IQ = 0$ باشد و کیفیت نهادی در سطح متوسط خود قرار داشته باشد، در این حالت سطح بهینهٔ بدهی عمومی از رابطهٔ $-\frac{\vartheta_1}{2\vartheta_2}$ محاسبه می‌شود (PD_1) که دقیقاً منطبق با زمانی است که کیفیت نهادی وارد مدل نشده است؛

۲. اگر $IQ = 2.5$ باشد و کیفیت نهادی در بالاترین سطح خود باشد، در این حالت سطح بهینهٔ بدهی عمومی از رابطهٔ $-\frac{\vartheta_1 + 2.5\vartheta_4}{2\vartheta_2}$ محاسبه می‌شود (PD_2) که نشان‌دهندهٔ بالاترین سطح آستانه برای بدهی عمومی است؛

۳. اگر $IQ = -2.5$ باشد و کیفیت نهادی در پایین‌ترین سطح خود باشد، در این حالت سطح بهینهٔ بدهی عمومی از رابطهٔ $-\frac{\vartheta_1 - 2.5\vartheta_4}{2\vartheta_2}$ محاسبه می‌شود (PD_3) که نشان‌گر پایین‌ترین سطح آستانه برای بدهی عمومی است.

بر این اساس، می‌توان گفت که $PD_2 > PD_1 > PD_3$ و افزایش مقدار شاخص کیفیت نهادی، سطح آستانهٔ بدهی عمومی را افزایش و در نتیجه میزان اثربخشی بدهی عمومی را در کاهش بدهی زیست‌محیطی افزایش خواهد داد.

۳. پیشینهٔ پژوهش

در سال‌های اخیر، رابطهٔ بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی به یکی از دغدغه‌های اصلی محققان و سیاست‌گذارانی تبدیل شده که برای پایداری مالی و زیست‌محیطی تلاش می‌کنند. از دیدگاه توسعهٔ پایدار، هم بدهی عمومی و هم بدهی زیست‌محیطی از دغدغه‌های اصلی جهان کنونی هستند. در ادامه به بررسی پژوهش‌های مرتبط با پژوهش حاضر پرداخته می‌شود.

بسه[1] و همکاران (۲۰۲۰) در قالب دو مدل متقارن و نامتقارن و با به‌کارگیری دو رویکرد ARDL و ARDL غیرخطی[2] (NARDL) نشان می‌دهند که بدهی‌های خارجی در کوتاه‌مدت و در بلندمدت به‌طور مثبت و معناداری بر انتشار CO_2 در چین تأثیر می‌گذارد.

بولی و همکاران (۲۰۲۲) تعامل پویا بین بدهی عمومی و پایداری زیست‌محیطی را بررسی کردند و دریافتند که در کوتاه‌مدت، بدهی عمومی به دستیابی به پایداری کمک می‌کند، اما در بلندمدت این اثر منفی است و به افزایش تجمعی انتشار CO_2 می‌انجامد.

صادق و همکاران (۲۰۲۲) با به‌کارگیری سه برآوردگر ARDL با وابستگی مقطعی (CS-ARDL)،[3] میانگین گروهی با اثرات همبستهٔ مشترک (CCEMG)[4] و میانگین گروهی تعمیم‌یافته (AMG)[5] نشان می‌دهند که بدهی‌های خارجی، پایداری محیطزیست (کاهش انتشار CO_2) را در کشورهای بریکس طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ ارتقا داده است. در مقابل، ایگبدو[6] (۲۰۲۳) تأثیر بدهی خارجی را بر عملکرد زیست‌محیطی ۱۸۰ کشور بررسی کرد و هیچ تأثیر معناداری از بار بدهی بر عملکرد زیست‌محیطی نیافت.

فاروق[7] و همکاران (۲۰۲۳) با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای (2SGMM)[8] نشان دادند که اثر تعاملی بدهی عمومی و کیفیت نهادی بر شاخص‌های تخریب محیطزیست طی سال‌های ۱۹۹۶–۲۰۱۸ در کشورهای OIC منفی است و به این معناست که تأثیر نامطلوب بدهی عمومی بر اقدامات آسیب‌رسان به محیطزیست در حضور نهادهای قوی کاهش می‌یابد.

آصف[9] و همکاران (۲۰۲۳) با به‌کارگیری مجموعه‌ای از رویکردهای متمایز ARDL در هند، تأثیر کسری مالی بر کیفیت محیطزیست را بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی مکمل یکدیگرند.

---

1. Bese
2. Non-Linear ARDL (NARDL)
3. Cross-Sectional
4. Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG)
5. Augmented Mean Group (AMG)
6. Aigbedo
7. Farooq
8. Two-Step system Generalized Method of Moments (2SGMM)
9. Asif

دام و دورماز[1] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای نشان می‌دهند که بدهی عمومی تأثیر منفی و معنادار بر معکوس ضریب ظرفیت بار (ILCF)[2] به‌عنوان شاخص معکوس پایداری زیست‌محیطی در بلندمدت در کشورهای تازه صنعتی‌شده (NICs) دارد. در همین راستا، سلیم[3] و همکاران (۲۰۲۴) با استفاده از تکنیک جدید خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعمیم‌یافته (A-ARDL)[4] نشان داده‌اند که افزایش بدهی خارجی با کاهش سطح ضریب ظرفیت بار (LCF) به میزان ۰/۰۹۳ درصد در کوتاه‌مدت و ۰/۱۶۲ درصد در بلندمدت، منجر به تأثیر نامطلوب بر پایداری زیست‌محیطی در برزیل طی دورهٔ ۱۹۷۰–۲۰۲۱ شده است.

بارت و منوئه[5] (۲۰۲۴) نشان دادند که سطح آستانه‌ای برای بار بدهی (نسبت بدهی به GDP) 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 معکوس دارد.

بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) در بررسی تأثیر بدهی عمومی بر بدهی زیست‌محیطی در ده کشور بسیار بدهکار طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۲ و با استفاده از مدل‌های ARDL پانلی و FGLS نشان دادند که در سطوح اولیه، بدهی عمومی یک «نفرین» و در سطوح بالاتر، بدهی عمومی یک «موهبت» برای بدهی زیست‌محیطی است. این نتیجه نشان می‌دهد که یک رابطهٔ غیرخطی Uشکل معکوس بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی، با نقطهٔ بازگشتی در حدود سهم ۹۹درصدی بدهی عمومی از تولید ناخالص داخلی (GDP) وجود دارد.

اوگو[6] و همکاران (۲۰۲۵) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر بار بدهی، تأمین مالی سبز، بهره‌وری انرژی و سایر متغیرهای کنترل شامل برق‌رسانی، GDP سرانه و خالص FDI بر پایداری زیست‌محیطی در کشورهای MINT و BRICS طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ و با استفاده از برآوردگر ARDL کوانتیل (QARDL) پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیر بار بدهی بر پایداری زیست‌محیطی در کوتاه‌مدت مثبت اما در بلندمدت منفی است. ضرایب عبارات تعاملی نیز نشان می‌دهند که اثرات متقاطع تأمین مالی سبز و برق‌رسانی با متغیر بار بدهی، ردپای کربن را تضعیف می‌کند.

علی[7] و همکاران (۲۰۲۵) در مقاله‌ای به ارزیابی تأثیر مصرف انرژی هسته‌ای، بدهی عمومی و توسعهٔ مالی بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در فرانسه طی سال‌های ۱۹۸۰–۲۰۱۸ پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از مدل جدید ARDL تعمیم‌یافته (AARDL)[8] نشان می‌دهد که بدهی عمومی تأثیر مثبتی بر کیفیت اکولوژیکی دارد و یک رابطهٔ علیت یک‌طرفه بین انرژی تجدیدپذیر، انرژی هسته‌ای، توسعهٔ مالی، بدهی عمومی و LCF وجود دارد.

---

1. Dam & Durmaz
2. Inverted Load Capacity Curve
3. Saleem
4. Augmented Autoregressive Distributive Lag
5. Baret & Menuet
6. Ogwu
7. Ali
8. Augmented Autoregressive Distributed Lag model (AARDL)

گل‌خندان (۱۴۰۳الف) در مطالعه‌ای با به‌کارگیری یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای و استفاده از ضریب ظرفیت بار (LCF) به‌عنوان شاخص ارزیابی پایداری زیست‌محیطی نشان داده است که رانت منابع طبیعی و کنترل فساد نقش مهمی در نوع و شدت اثرگذاری بدهی‌های عمومی بر پایداری زیست‌محیطی در ۶۷ کشور جهان بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۲ داشته است.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی می‌توان گفت که تا کنون چندین مطالعهٔ تجربی در زمینهٔ رابطهٔ بین بدهی‌های عمومی (و اجزای آن مانند بدهی‌های خارجی) و شاخص‌های کیفیت محیطزیست انجام شده که بررسی این رابطه به‌صورت غیرخطی در مطالعات بسیار محدودی مورد توجه بوده است. علاوه بر این، تنها در مطالعهٔ بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) از بدهی زیست‌محیطی به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. در این راستا، وجه تمایز و نوآوری پژوهش حاضر، صرف‌نظر از نمونهٔ مکانی و زمانی، بررسی نقش کیفیت نهادی در رابطهٔ غیرخطی و آستانه‌ای بین بدهی‌های عمومی و بدهی‌های زیست‌محیطی و میزان اثربخشی بدهی‌های عمومی با تغییر در سطح آستانه است.

٤. روش‌شناسی

٤-١. معرفی مدل و متغیرها

مدل این پژوهش با توجه به اهداف اصلی آن (اندازه‌گیری اثر غیرخطی بدهی عمومی بر بدهی زیست‌محیطی و نقش کیفیت نهادی در این رابطهٔ غیرخطی)، مبانی نظری مطروح‌شده در زمینهٔ عوامل مؤثر بر کیفیت محیطزیست و مرور مطالعات تجربی در زمینهٔ موضوع پژوهش نظیر بیسوال و همکاران (۲۰۲۵)، به‌صورت زیر طراحی شده است:

$$ED_{it} = \Psi_0 + \Psi_1 PD_{it} + \Psi_2 (PD_{it})^2 + \Psi_3 IQ_{it} + \Psi_4 (PD_{it} * IQ_{it}) + \sum_{j=5}^{k} \Psi_j Control^{(j)}_{it} + \epsilon_{it} \quad (۷)$$

$$\Psi_1 < 0, \Psi_2 > 0, \Psi_3 < 0, \Psi_4 < 0$$

در رابطهٔ فوق، متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

ED: بدهی زیست‌محیطی که به‌صورت مجموع تجمعی کسری زیست‌محیطی و برحسب «سرانهٔ هکتار جهانی» محاسبه می‌شود:

$$ED_{it} = \sum_{j}^{t} D_{it} = \sum_{j}^{t} (EF_{it} - BC_{it}) \quad (۸)$$

در رابطهٔ ۸، D سرانهٔ کسری زیست‌محیطی، EF ردپای اکولوژیکی (برحسب سرانهٔ هکتار جهانی)، BC ظرفیت بیولوژیکی (برحسب سرانهٔ هکتار جهانی)، i کشور مورد بررسی و j سال شروع بازهٔ زمانی پژوهش است. منبع داده‌های این متغیر محاسبات محقق با استفاده از داده‌های شبکه ردپای جهانی (GFN) است. PD نسبت بدهی عمومی به GDP به‌عنوان شاخص بار بدهی (برحسب درصد) است و IQ شاخص کیفیت نهادی. برای

اندازه‌گیری این شاخص از شاخص «حکمرانی خوب»[1] استفاده شده که توسط بانک جهانی ارائه می‌شود. این شاخص دربرگیرندهٔ شش مؤلفه است: ۱. شفافیت و پاسخگویی، ۲. عدم خشونت و ثبات سیاسی، ۳. اثربخشی دولت، ۴. کیفیت تنظیم قوانین و مقررات، ۵. تأمین قضایی و ۶. کنترل فساد. میانگین حسابی این شش مؤلفه مقدار شاخص حکمرانی خوب را نشان می‌دهد که بین دو عدد ۲/۵− و ۲/۵+ است. هرچه مقدار عددی شاخص حکمرانی خوب به‌سمت عدد ۲/۵− میل کند، نشان‌دهندهٔ بدتر شدن نهادهای حکمرانی در کشور مدنظر است و بالعکس (گل‌خندان و محمدیان‌منصور، ۱۴۰۳).

Control سایر متغیرهای کنترل مؤثر بر بدهی زیست‌محیطی است که به‌صورت زیر انتخاب شده‌اند:

GDP تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری درآمد سرانه و رشد اقتصادی؛ REC مصرف انرژی تجدیدپذیر که به‌صورت سهم انرژی تجدیدپذیر از کل انرژی (برحسب درصد) محاسبه می‌شود. FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که به‌صورت نسبت خالص جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (برحسب درصد) محاسبه می‌شود.

همچنین در رابطهٔ ۷، i نشان‌دهندهٔ ۵۸ کشور جهان ($i=1,\ldots,58$) (شامل ایران) که اطلاعات و داده‌های آماری آن‌ها به‌طور کامل در دسترس است (لیست این کشورها در جدول پیوست ۱ ارائه شده است)، t نشان‌دهندهٔ بازهٔ زمانی پژوهش (۲۰۰۲–۲۰۲۲) و ϵ_{it} جزء خطای معادلهٔ رگرسیونی است. در جدول ۱ به‌طور خلاصه متغیرهای مدل، نماد، شاخص و نحوهٔ اندازه‌گیری به همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آماری آن نشان داده شده است.

جدول ۱. متغیرها و منابع داده‌ها

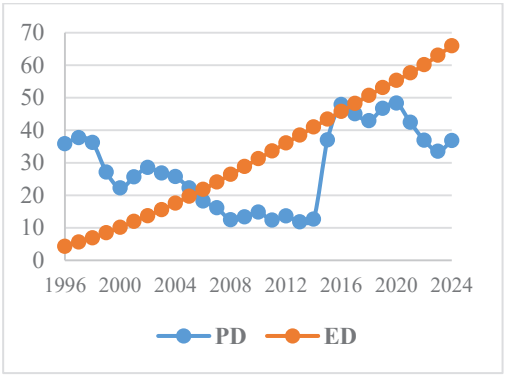
متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع
بدهی زیست‌محیطی	ED	مجموع تجمعی کسری زیست‌محیطی (برحسب سرانه هکتار جهانی)	محاسبات محقق با استفاده از داده‌های GFN
بدهی عمومی	Debt	نسبت بدهی عمومی به GDP به‌عنوان شاخص بار بدهی (برحسب درصد)	IMF
کیفیت نهادی	IQ	شاخص حکمرانی خوب با مقیاس ۲/۵+ – ۲/۵− (مقادیر بالاتر نشان‌دهندهٔ کیفیت نهادی بهتر است)	WGI
رشد اقتصادی	GDP	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (برحسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	WDI
مصرف انرژی تجدیدپذیر	REC	سهم انرژی تجدیدپذیر از کل انرژی (برحسب درصد)	OWID
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	نسبت خالص جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP (برحسب درصد)	WDI

یادداشت‌ها: GFN: شبکهٔ ردپای جهانی، IMF: صندوق بین‌المللی پول، WGI: شاخص‌های حکمرانی در سراسر جهان، WDI: شاخص‌های توسعهٔ جهانی، OWID: جهان ما در داده‌ها.

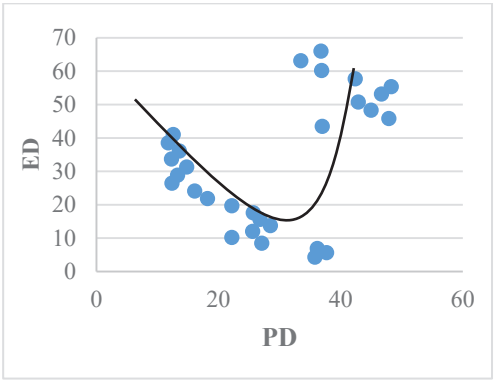
1. Good Governance

در نمودار ۱ روند حرکتی بدهی زیست‌محیطی و بدهی عمومی در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۲۴ نشان داده شده است. بر این اساس می‌توان گفت که بدهی زیست‌محیطی در ایران طی دوره مورد بررسی یک روند کاملاً صعودی داشته و از مقدار ۴/۲۴ سرانهٔ هکتار جهانی در سال ۱۹۹۶ به مقدار ۶۵/۹۶ سرانهٔ هکتار جهانی در سال ۲۰۲۴ رسیده که حاکی از افزایش قابل‌توجه آن است. روند حرکتی بدهی‌های عمومی در ایران نیز نشان می‌دهد که مقدار نسبت بدهی عمومی به GDP طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۲۴ یک روند نوسانی داشته و به‌طور کلی از سال ۱۹۹۶ تا سال ۲۰۱۴ یک روند کاهشی داشته و بعد از این سال با یک افزایش قابل‌توجه از مقدار ۱۲/۶ درصد به بالاترین مقدار خود یعنی ۴۷/۹ درصد در سال ۲۰۱۶ رسیده است. طی سال‌های انتهایی پژوهش نیز بدهی‌های عمومی به‌طور کلی روندی نزولی تجربه کرده و مقدار سهم آن از GDP در سال ۲۰۲۴، حدود ۳۶/۸ درصد بوده است.

نمودار ۲ نیز رابطهٔ بین دو بدهی را در ایران طی سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۲۴ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، به‌طور کلی در سطوح پایین بدهی عمومی، با افزایش آن، بدهی زیست‌محیطی در کشور کاهش می‌یابد؛ اما در سطوح بالای بدهی، بدهی زیست‌محیطی مقادیر قابل‌توجهی دارد. این موضوع به‌نوعی تأییدکنندهٔ فرضیهٔ رابطهٔ Uشکل بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی است.



نمودار ۱. روند حرکتی بدهی زیست‌محیطی و بدهی عمومی در ایران (۱۹۹۶-۲۰۲۴)



نمودار ۲. رابطهٔ بین بدهی زیست‌محیطی و بدهی عمومی در ایران (۱۹۹۶-۲۰۲۴)

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴-۲. روش تحقیق

در این پژوهش، به‌منظور برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت، از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعمیم‌یافتهٔ مقطعی[1] (CS-ARDL) استفاده می‌شود که توسط چودیک و پسران[2] (۲۰۱۵) ارائه شده است. این

1. Cross-Sectional Augmented Autoregressive Distributive Lag (CS-ARDL)
2. Chudik & Pesaran

روش بر اساس رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG)[1] ارائه‌شده توسط پسران[2] و همکاران (۱۹۹۹) طراحی شده است. روش CS-ARDL از ویژگی‌های مطلوبی برخوردار است که استفاده از آن را در این پژوهش توجیه می‌کند. برای مثال، در هنگام مواجهه با متغیرهایی برخوردار از درجهٔ انباشتگی متفاوت، مانند I(0) یا I(1)، یک برآوردگر سازگار است. علاوه بر این، موضوع وابستگی مقطعی (CD) کوتاه‌مدت و بلندمدت را که ممکن است منجر به برآورد کاذب شود می‌توان با استفاده از روش اقتصادسنجی CS-ARDL حل کرد. همچنین، روش CS-ARDL یکی از رویکردهای اقتصادسنجی مبتنی بر تکنیک‌های میانگین گروهی با ضرایب شیب متفاوت برای مقاطع است. این روش یک شکل پیچیده از PMG-ARDL است که از برآوردهای تمام مقاطع در میانگین‌هایشان به‌عنوان جایگزینی برای متغیرهای استاندارد نادیده‌گرفته‌شده و وقفه‌های آن‌ها استفاده می‌کند و یک روش جایگزین ارائه می‌دهد (Chudik et al, 2017).

با گنجاندن مقادیر تأخیری (وقفه) متغیر وابسته، ممکن است با چالش برون‌زایی ضعیف مواجه شویم که می‌توان آن را با روش CS-ARDL حل کرد. علاوه بر این، مطالعات تجربی موجود تأیید می‌کنند که مسئلهٔ درون‌زایی با گنجاندن میانگین‌های مقطعی وقفه‌دار در این چارچوب حل می‌شود (Ullah et al, 2024). رویکرد ARDL از مدل تصحیح خطا (ECM)[3] برای تمایز پویایی‌های کوتاه‌مدت از بلندمدت در این چارچوب استفاده می‌کند، بدون اینکه محدود به کاستی‌های برآوردگرهای ARDL مرسوم در داده‌های پانل باشد. بر این اساس، یک معادلهٔ اساسی که چارچوب CS-ARDL را نشان می‌دهد، در رابطهٔ زیر نشان داده شده است:

$$\begin{aligned}&\triangle ED_{it}\\&= C_i + \emptyset_i(ED_{it-1} - Y_i Z_{it-1} - \vartheta_{1i}\overline{ED}_{t-1} - \vartheta_{2i}\bar{Z}_{t-1})\\&+ \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{ij} \triangle ED_{it-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \lambda_{ij} \triangle Z_{it-j} + \varphi_{1i} \triangle \overline{ED}_t + \varphi_{2i} \triangle \bar{Z}_t + \varepsilon_{it}\end{aligned} \qquad (۹)$$

در معادلهٔ ۹، متغیر وابسته بدهی زیست‌محیطی است که با $\triangle ED_{it}$ نشان داده می‌شود و توسط مجموعه‌ای از رگرسورها در بلندمدت تعیین می‌شود که با Z_{it} مشخص می‌شوند. علاوه بر این، $\overline{ED}_{t-1}$ نشان‌دهندهٔ سطح متوسط ریسک امنیت انرژی بلندمدت است. همچنین، مقادیر میانگین مجموعه‌ای از رگرسورها با $\bar{Z}_{t-1}$ نشان داده شده است. با وجود این، $\triangle ED_{it-j}$ و $\triangle Z_{it-j}$ نمایندگان کوتاه‌مدت بدهی زیست‌محیطی و مجموعهٔ رگرسورها هستند. در عین حال، میانگین‌های آن‌ها به‌ترتیب با $\triangle \overline{ED}_t$ و $\triangle \bar{Z}_t$ نشان داده می‌شوند. در نهایت، عبارت خطا که توزیع نرمال دارد، با ε_{it} نشان داده شده است و زیرنویس‌های j و t نشان‌دهندهٔ کشورها و زمان هستند و Y_i، ω_{ij}، λ_{ij}، φ_{1i} و φ_{2i} نیز به‌ترتیب برای نشان دادن ضرایب بلندمدت رگرسیون‌ها، بدهی

1. Pooled Mean Group
2. Pesaran
3. Error Correction Model (ECM)

زیست‌محیطی، ضرایب کوتاه‌مدت رگرسیون‌ها، ضریب کوتاه‌مدت میانگین بدهی زیست‌محیطی و ضریب کوتاه‌مدت میانگین رگرسورها استفاده می‌شوند. شایان ذکر است که برای افزایش قابلیت اطمینان برآوردها، بررسی استحکام نتایج از طریق روش PMG-ARDL پسران و همکاران (۱۹۹۹) نیز انجام شده است. این تکنیک امکان ناهمگنی ضرایب در واحدهای پانل را فراهم می‌کند و قدرت کنترل مسئلهٔ خودهمبستگی در باقی‌مانده‌ها را دارد.

۵. یافته‌ها

در جدول ۲ آماره‌های توصیفی متغیرها ارائه شده است. بر این اساس، میانگین بدهی زیست‌محیطی و بدهی عمومی طی دورهٔ مورد بررسی در کشورهای مورد مطالعه به‌ترتیب ۷۸/۸۰۶ سرانهٔ هکتار جهانی و ۵۸/۱۸۸ درصد بوده است. میانگین شاخص حکمرانی خوب عددی معادل ۱/۳۹۶- است که گویای این موضوع است که به‌طور کلی کیفیت نهادی طی دورهٔ مورد بررسی در بین کشورهای مورد مطالعه وضعیت نامناسبی دارد. بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به GDP است و کمترین مقدار آن به شاخص حکمرانی خوب اختصاص دارد. همچنین، بر اساس مقدار آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار نیستند؛ چرا که سطح احتمال آن‌ها کمتر از عدد ۰/۰۵ برآورد شده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی

متغیر	ED	PD	IQ	GDP	FDI	REC
میانگین	۷۸/۸۰۶	۵۸/۱۸۸	-۱/۳۹۶	۳۷۶۵/۴۴۱	۲/۰۲۸	۴/۸۱۸
میانه	۶۸/۴۱۹	۵۲/۳۱۶	-۱/۵۱۲	۳۴۲۳/۱۹۲	۴/۶۶۴	۲/۴۱۹
ماکسیمم	۱۸۲/۴۱۲	۲۱۸/۴۶۵	۰/۸۷۵	۳۲۵۳۴/۷۱۲	۴۱/۱۷۹	۲۲/۷۸۲
مینیمم	-۸۶/۲۹۵	۱/۱۱۲	-۲/۲۲۹	۳۶۵/۴۱۴	-۶/۸۱۸	۰/۰۰۰
انحراف معیار	۱۰۸/۱۸۶	۳۴/۱۲	۰/۵۸۲	۵۱۷۸/۰۰۴	۳/۶۷۵	۱۲/۴۱۴
جارک-برا	۱۹۹/۶۸۱	۱۱۲/۸۹۴	۳۶/۱۹۵	۲۲/۷۱۱	۴۰۹/۴۴۵	۵۵/۲۹۶
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

در گام نخست، آزمون «وابستگی مقطعی» (CD)[1] بالتاجی[2] و همکاران (۲۰۱۲) انجام و نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است. آمارهٔ این آزمون تحت فرضیهٔ صفر عدم CD و با فرض $T \to \infty$ و $N \to \infty$، به‌طور مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد است. با توجه به مقدار آمارهٔ این آزمون و سطح احتمال محاسبه‌شده

1. Cross-Sectional Dependence
2. Baltagi

(P-Value)، فرضیهٔ صفر عدم وجود CD رد و وابستگی مقطعی بین کلیه متغیرهای مدل نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون وابستگی مقطعی بالتاجی و همکاران

متغیر	مقدار آمارهٔ آزمون	P-Value	نتیجهٔ آزمون CD
ED	۹۸/۴۵۴***	۰/۰۰۰	تأیید
PD	۱۵۱/۲۱۸***	۰/۰۰۰	تأیید
IQ	۱۴/۱۴۹***	۰/۰۰۰	تأیید
GDP	۱۰۸/۷۲۱***	۰/۰۰۰	تأیید
FDI	۲۱۲/۰۸۵***	۰/۰۰۰	تأیید
REC	۲۲/۸۰۹***	۰/۰۰۰	تأیید

علامت *** بیانگر معناداری در سطح ۱ درصد است.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آمارهٔ LM ایم[1] و همکاران (۲۰۱۰) برای بررسی وجود یا فقدان ریشهٔ واحد استفاده شده است. انجام آزمون‌های ریشهٔ واحد پانلی نسل دوم نظیر CADF، CIPS و PANIC بدون در نظر گرفتن تأثیر تغییرات ساختاری در سری ممکن است منجر به نتایج نادرست شود. در این راستا، ایم و همکاران (۲۰۱۰) در محدودهٔ رویکرد CADF، آزمون ریشهٔ واحد پانل LM تبدیل‌شده را به‌ترتیب برای مدل‌های «تغییر روند»[2] و مدل‌های «ثابت و تغییر روند»[3] ایجاد کردند. در این آزمون، علاوه بر اعمال وابستگی مقطعی، امکان ایجاد شکست‌های ساختاری ناهمگن هم در عرض از مبدأ و هم در شیب هر واحد مقطعی در پانل فراهم می‌شود. فرضیهٔ صفر آزمون پانل LM نشان می‌دهد که پانل ایستا نیست. این آزمون برای تمام متغیرهای مدل انجام و نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط ایم و همکاران (۲۰۱۰: ۲۴)، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، کلیهٔ متغیرها به‌جز PD و FDI، در سطح نامانا هستند و بعد از یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند؛ بنابراین، از درجهٔ مانایی I(1) برخوردارند.

1. Im
2. Trend Shifts
3. Level and Trend Shifts

جدول ٤. نتایج آزمون ریشهٔ واحد LM تبدیل‌شده

متغیر	آمارهٔ LM				درجهٔ مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	مقدار آماره	تعداد شکست‌ها	مقدار آماره	تعداد شکست‌ها	
ED	−۲/۶۸۸	۲	−۶/۱۰۸***	۲	I(1)
PD	−۴/۱۰۴**	۱	−	−	I(0)
IQ	−۱/۵۵۲	۱	−۴/۸۹۸***	۱	I(1)
GDP	−۱/۲۱۵	۲	−۴/۴۱۲**	۲	I(1)
REC	−۱/۷۹۹	۲	−۵/۲۹۸**	۲	I(1)
FDI	−۴/۹۰۹***	۱	−	−	I(0)

مقادیر بحرانی آزمون ریشهٔ واحد LM تبدیل‌شده در سطوح اطمینان و شکست‌های مختلف

تعداد شکست‌ها	٪۱	٪۵	٪۱۰
۱	−۴/۶۰۴	−۳/۹۵۰	−۳/۶۳۵
۲	−۵/۳۶۵	−۴/۶۶۱	−۴/۳۸۸

علامت‌های***، ** و * به‌ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

(منبع: مقادیر بحرانی از مطالعهٔ ایم و همکاران (۲۰۱۰: ۲۴) و سایر نتایج بر اساس یافته‌های تحقیق)

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل، در گام بعدی بایستی این موضوع ارزیابی و بررسی شود که آیا بین متغیرهای تحت بررسی، هم‌انباشتگی (رابطهٔ بلندمدت) وجود دارد یا خیر؟ به این منظور در این مطالعه از آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM استفاده شده که توسط وسترلاند و ادجرتون[1] (۲۰۰۷) توسعه یافته است. این آزمون می‌تواند بر مشکل وابستگی مقطعی غلبه کند و بنابراین، نتایج قابل‌اعتمادتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی معمول ارائه می‌دهد (گل‌خندان، ۱۴۰۳الف). آمارهٔ آزمون وسترلوند و ادجرتون (۲۰۰۷) به‌وسیلهٔ معادلهٔ زیر برآورد می‌شود:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{w}_i^{-2}s_{it}^2 \qquad (۱۰)$$

در رابطهٔ فوق، T به طول دورهٔ زمانی، N به اندازهٔ نمونه، $\widehat{w}_i$ به واریانس بلندمدت باقی‌مانده‌ها و s_{it} به فرایند جمع جزئی عبارات خطا اشاره دارد. در این آزمون، H_0 اشاره به هم‌انباشتگی دارد و فرضیهٔ مقابل آن نشان‌دهندهٔ عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج این آزمون در جدول ۵ ارائه شده است. با توجه به این نتایج، فرضیهٔ صفر هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نمی‌توان رد کرد و بنابراین، وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

1. Westerlund & Edgerton

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استراپ LM وسترلاند و ادجرتون

متغیر وابسته مدل	حالت			
	عرض از مبدأ (C)		عرض از مبدأ و روند (C+T)	
	آمارهٔ LM	P-Value	آمارهٔ LM	P-Value
ED	۱۰/۱۱۸	۱/۰۰۰	۱۲/۵۰۸	۱/۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

در جدول ۶ نتایج برآورد ضرایب بلندمدت مدل تحقیق به دو روش CS-ARDL و PMG-ARDL ارائه شده است. بر اساس این نتایج، کلیهٔ ضرایب برآوردی متغیرها در هر دو روش، حداقل در سطح ۱۰ درصد از معناداری آماری لازم برخوردارند. همچنین علامت و معناداری ضرایب برآوردی متغیرها با استفاده از هر دو برآوردگر یکسان (ثابت) و مؤید آن است که نتایج به‌دست‌آمده نسبت به تغییر در روش برآوردی حساس نیستند و از استحکام لازم برخوردارند. بر اساس معیار شاخص ریشهٔ میانگین مربعات خطاهای تخمین (RMSE)[1] نیز برازندگی مدل با استفاده از هر دو برآوردگر بسیار خوب است؛ چرا که مقدار این شاخص کوچک‌تر از ۰/۰۵ است.

جدول ٦. برآورد رابطهٔ تعادلی بلندمدت

متغیر	CS-ARDL		PMG-ARDL	
	ضریب	Prob.	ضریب	Prob.
PD	−۰/۰۸۱***	۰/۰۰۰	−۰/۰۷۲**	۰/۰۱۱
PD^2	۰/۰۰۰۶**	۰/۰۴۱	۰/۰۰۰۵**	۰/۰۴۸
IQ*PD	−۰/۰۱۶***	۰/۰۰۰	−۰/۰۱۴***	۰/۰۰۰
IQ	−۱۵/۲۵۵***	۰/۰۰۰	−۱۲/۸۰۸***	۰/۰۰۰
GDP	۰/۰۰۰۸**	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰۵*	۰/۰۵۱
FDI	۱/۱۱۲**	۰/۰۱۵	۰/۸۹۹**	۰/۰۳۸
REC	−۰/۳۵۱***	۰/۰۰۰	−۰/۲۶۶***	۰/۰۰۰
RMSE	۰/۰۲۵		۰/۰۲۱	

علائم ***، ** و * به‌ترتیب بیانگر معناداری در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد است.

(منبع: یافته‌های تحقیق)

بر اساس نتایج جدول ۵، ضریب برآوردی بدهی عمومی (PD) و مجذور آن (PD^2) در سطح ۵ درصد معنادار و به‌ترتیب منفی (با ضریب ۰/۰۸۱−) و مثبت (با ضریب ۰/۰۰۰۶) است. این نتیجه تأییدکنندهٔ فرضیهٔ اثرگذاری غیرخطی Uشکل بدهی عمومی بر بدهی زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه است و همسو با نتایج

1. Root Mean Square Error

مطالعهٔ بارت و منوت (۲۰۲۴) و مغایر با نتایج مطالعهٔ بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) است که این رابطه را به‌شکل Uمعکوس یافتند؛ بنابراین، طبق نتایج می‌توان انتظار داشت که با افزایش بدهی عمومی، در ابتدا بدهی‌های زیست‌محیطی کاهش یابد و پس از رسیدن بدهی عمومی به سطح آستانه، افزایش بدهی عمومی بدهی زیست‌محیطی را افزایش دهد. نکتهٔ مهم آنکه ضریب اثر تعاملی کیفیت نهادی و بدهی عمومی (IQ*PD)، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار است (۰/۰۱۶-). این نتیجه به آن معناست که افزایش شاخص کیفیت نهادی (حکمرانی خوب) می‌تواند میزان اثربخشی بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه را افزایش دهد. به‌منظور تشریح این موضوع، با توجه به ضرایب برآوردی و رابطهٔ ۶، سطح آستانهٔ بدهی عمومی که پس از آن افزایش بدهی عمومی بدهی زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد، به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{dy}{dx} = 0 \Rightarrow PD^* = -\frac{-0.081 - 0.016IQ}{2(0.0006)} \qquad (۱۱)$$

بر اساس رابطهٔ فوق، در غیاب کیفیت نهادی (IQ=0) و یا به عبارت دیگر، در سطح متوسط آن،[۱] مقدار سطح بهینهٔ سهم بدهی عمومی از GDP حدود ۶۷/۵ درصد محاسبه می‌شود. در مطالعهٔ بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) مقدار آستانه سهم بدهی عمومی از GDP در ده کشور بسیار بدهکار جهان حدود ۹۹ درصد محاسبه شده است. با توجه به اینکه در این پژوهش اثر تعاملی کیفیت نهادی و بدهی عمومی نیز وارد مدل شده است، بایستی سطح بهینهٔ بدهی عمومی با در نظر گرفتن سطح کیفیت نهادی تفسیر و محاسبه شود. با توجه به رابطهٔ فوق، در سطح افراطی (حدی) بالاترین کیفیت نهادی ممکن (IQ=2.5)، مقدار سطح بهینهٔ بدهی عمومی حدود ۱۰۰/۸ درصد و در سطح افراطی (حدی) پایین‌ترین کیفیت نهادی ممکن (IQ=-2.5)، مقدار سطح بهینهٔ بدهی عمومی حدود ۳۴/۲ درصد است. در واقع کیفیت نهادی نقش مهمی در میزان اثرگذاری بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی کشورهای مورد مطالعه دارد و با توجه به سطح کیفیت نهادی، می‌تواند بین دو مقدار ۱۰۰/۸- ۳۴/۲ درصد متغیر باشد. با توجه به اینکه میانگین شاخص حکمرانی خوب در کشورهای مورد مطالعه طی دورهٔ مورد بررسی حدود ۱/۴- است، مقدار سطح بهینهٔ بدهی عمومی حدود ۴۸/۷۲ درصد محاسبه می‌شود که از سطح بهینهٔ آن در غیاب کیفیت نهادی نیز کمتر است. این نتیجه گویای این موضوع است که حکمرانی ضعیف و کیفیت نهادی پایین در کشورهای در حال توسعه اثربخشی بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی را به‌شدت کاهش داده است.

اثر شاخص کیفیت نهادی (حکمرانی خوب)، بر بدهی زیست‌محیطی با ضریب قابل‌توجه، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با یک واحد افزایش در شاخص حکمرانی خوب، سرانهٔ بدهی

۱. با توجه به اینکه مقدار شاخص حکمرانی خوب بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵+ است، مقدار متوسط آن برابر با عدد صفر است.

زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه حدود ۱۵/۲۶ هکتار جهانی کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان‌دهندهٔ اهمیت نهادهای خوب در استفاده مؤثر از بدهی دولت در تأمین مالی پروژه‌های دوستدار محیطزیست و توسعهٔ فناوری‌های انرژی پاک مانند طرح‌های انرژی تجدیدپذیر است و همسو با نتایج مطالعات تجربی فاروق و همکاران (۲۰۲۳) و گل‌خندان (۱۴۰۳الف) است. در توجیه بزرگی ضریب برآوردی این متغیر نیز می‌توان گفت که با توجه به محدودهٔ این شاخص (بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵+)، یک واحد افزایش در این شاخص امری زمان‌بر و بسیار قابل‌توجه است و نیازمند تغییر اساسی در شیوهٔ حکمرانی یک کشور است (گل‌خندان، ۱۴۰۳ب). لذا اگر چنین تغییری رخ دهد، می‌توان انتظار داشت که کسری زیست‌محیطی به‌طور قابل‌توجهی کاهش یابد.

ضریب متغیر رشد اقتصادی (GDP) معادل ۰/۰۰۰۸ برآورد شده است که نشان می‌دهد بدهی زیست‌محیطی به‌طور مثبت تحت‌تأثیر آن قرار می‌گیرد. این نتیجه همسو با نتایج مطالعات تجربی اوگو و همکاران (۲۰۲۵)، علی و همکاران (۲۰۲۵) و بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) و قابل‌توجیه با فرضیهٔ EKC است. بر اساس این فرضیه، تولید و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه که در مراحل نخست هیچ توجهی به کیفیت محیطزیست ندارند، می‌تواند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و در نتیجه افزایش بدهی‌های زیست‌محیطی شود. در واقع استفاده از سوخت‌های فسیلی و فعالیت‌های انسانی بدون توجه به محیطزیست به‌شدت کیفیت محیطی را در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی کاهش می‌دهد. اما می‌توان انتظار داشت که با گذر کشورها از سطح درآمد معیّنی، رشد اقتصادی کیفیت زیست‌محیطی و بدهی زیست‌محیطی را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوستدار محیطزیست و آگاهی بیشتر از محیطزیست کاهش دهد.

مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در سطح اهمیت ۱ درصد به کاهش بار بدهی زیست‌محیطی کمک می‌کند؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سهم انرژی تجدیدپذیر از کل انرژی، سرانهٔ بدهی زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه حدود ۰/۳۵ هکتار جهانی کاهش می‌یابد. استفاده و بهره‌برداری از انرژی‌های تجدیدپذیر مزایایی مانند نامحدود بودن، پاک و تمیز بودن، تجدیدپذیر بودن، مقرون به صرفه بودن دارد که در نهایت به کاهش تخریب محیطزیست و بدهی زیست‌محیطی می‌انجامد. این نتایج در مطالعات تجربی فراوانی نظیر مطالعات علی و همکاران (۲۰۲۵)، بیسوال و همکاران (۲۰۲۵) و گل‌خندان و جهانگیری (۱۴۰۴) پشتیبانی می‌شوند.

خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نیز با حمایت از «فرضیهٔ پناهگاه (لنگرگاه) آلودگی»[1] بدهی زیست‌محیطی را در کشورهای مورد مطالعه افزایش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش ۱درصدی FDI، سرانهٔ بدهی زیست‌محیطی در سطح معناداری ۵درصد حدود ۱/۱۱ هکتار جهانی افزایش می‌یابد. این فرضیه معتقد است که FDI بسترهایی را برای انتقال صنایع آلوده‌کننده به مناطقی که قوانین زیست‌محیطی ساده‌تری

1. Pollution Haven Hypothesis

دارند فراهم می‌کند و در عمل، این مناطق به پناهگاه‌هایی برای آلودگی محیط‌زیست تبدیل می‌شوند (Aladejare, 2022).

نتایج برآورد مدل به روش PMG-ARDL نیز که برای بررسی استحکام نتایج روش CS-ARDL به کار گرفته شده، در جدول ۵ نشان داده شده است. بر این اساس، علامت و معناداری کلیهٔ ضرایب برآوردی در روش PMG-ARDL همانند برآوردگر CS-ARDL است که این استحکام نتایج را نسبت به تغییر در روش برآورد مدل نشان می‌دهد. بر اساس برآوردگر PMG-ARDL با یک واحد افزایش در IQ، GDP، REC و FDI، بدهی زیست‌محیطی در بلندمدت به‌ترتیب حدود ۱۲/۸۱–، ۰/۰۰۰۵، ۰/۲۷– و ۰/۹۰ واحد در کشورهای در حال توسعه تغییر می‌کند. علاوه بر این، تأثیر غیرخطی Uشکل بدهی عمومی بر بدهی زیست‌محیطی تأیید و سطح آستانهٔ سهم بدهی عمومی از GDP در غیاب کیفیت نهادی، معادل ۷۲ درصد، در سطح افراطی (حدی) بالاترین کیفیت نهادی ممکن معادل ۱۰۷ درصد و در سطح افراطی (حدی) پایین‌ترین کیفیت نهادی ممکن معادل ۳۷ درصد محاسبه می‌شود.

٦. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی ارتباط غیرخطی بین بدهی عمومی و بدهی زیست‌محیطی و نقش کیفیت نهادی در این رابطه در کشورهای در حال توسعه طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۶–۲۰۲۲ است. به این منظور از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی و برآوردگر خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعمیم‌یافتهٔ مقطعی (CS-ARDL) استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهند که با افزایش سهم بدهی عمومی از GDP، سرانهٔ بدهی زیست‌محیطی ابتدا افزایش، ولی پس از رسیدن به یک سطح خاصی از سهم بدهی عمومی از GDP، سرانهٔ بدهی زیست‌محیطی کاهش می‌یابد. این نتیجه دلالت بر تأیید فرضیهٔ رابطهٔ Uشکل بین دو بدهی در کشورهای در حال توسعه با سطح آستانهٔ ۶۷/۵ درصد دارد. همچنین طبق نتایج، افزایش (کاهش) کیفیت نهادی موجب می‌شود تا سطح آستانهٔ بدهی عمومی، افزایش (کاهش) و در نتیجه میزان اثربخشی بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی افزایش (کاهش) یابد. در واقع کیفیت نهادی نقش مهمی در میزان اثرگذاری بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی کشورهای مورد مطالعه دارد و با توجه به سطح کیفیت نهادی می‌تواند بین دو مقدار ۱۰۰/۸–۳۴/۲ درصد متغیر باشد. بر اساس سایر نتایج، کیفیت نهادی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و FDI به‌ترتیب اثر منفی، مثبت، منفی و مثبت بر بدهی زیست‌محیطی داشته‌اند. استحکام نتایج تجربی با استفاده از روش PMG-ARDL نیز تأیید شده است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، بدهی عمومی در کشورهای در حال توسعه می‌تواند در سطوح اولیه و کنترل‌شده اثر مثبت در کاهش بدهی زیست‌محیطی داشته باشد؛ بنابراین، سیاست‌گذاران در این کشورها با توجه به سطح آستانه‌ای بدهی عمومی، بایستی کنترل بدهی‌های عمومی و مدیریت صحیح آن را در دستور کار قرار دهند و از

این بدهی برای تأمین منابع مالی و سرمایه‌گذاری در زمینهٔ پروژه‌های انرژی پاک و دوستدار محیطزیست در جهت کاهش بدهی زیست‌محیطی استفاده کنند. به‌منظور افزایش اثربخشی بدهی عمومی در کاهش بدهی زیست‌محیطی نیز، با توجه به سطح پایین کیفیت نهادی در کشورهای در حال توسعه، بایستی بسترهای لازم در جهت الزامات تحقق حکمرانی خوب و بهبود آن نظیر ایجاد ساختار شفاف و پاسخگو، ارتقای اثربخشی دولت و تلاش جدی برای کنترل فساد و اعمال سیاست‌های ضدفساد، ایجاد نظام حقوقی و اداری سالم در پرتو حاکمیت قانون و... ایجاد شود.

تعارض منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

سپاس‌گزاری

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

منابع

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳الف). «بدهی‌های عمومی؛ دوستدار محیطزیست یا تخریب‌کنندهٔ آن؟ نقش آستانه‌ای رانت منابع طبیعی و کنترل فساد». *اقتصاد محیطزیست و منابع طبیعی*، ۴(۹)، ۱۷۵-۲۱۱. https://doi.org/10.22054/eenr.2025.82155.191

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳ب). «تأثیر آستانه‌ای پیچیدگی اقتصادی بر وابستگی به منابع طبیعی در کشورهای منطقهٔ MENA». *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۱)، ۱۳۸-۱۷۴. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141515.1130

محمدیان‌منصور، صاحبه؛ گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳). « جهانی شدن؛ فرصت یا تهدیدی برای صلح در جهان؟ (یک تحلیل تجربی با استفاده از روش SGMM)». *اقتصاد دفاع و توسعهٔ پایدار*، ۹(۳۳)، ۶۳-۸۵. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25382454.1403.9.33.3.1

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ جهانگیری، لیلا. (۱۴۰۴). «اثر تعاملی ریسک ژئوپلیتیک و رانت نفت بر انتشار کربن در کشورهای صادرکنندهٔ نفت». *مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۴(۱)، ۵۹-۹۰. https://doi.org/10.22126/pse.2024.10509.1118

References

Aigbedo, H. (2023). "An examination of the relationship between industry structure, debt and multilateral environmental agreements and environmental performance". *Journal of Environmental Management*, 336, 117270. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.117270.

Ali, M., Soomro, S. A., Bakari, H., Samour, A. & Tursoy, T. (2025). "Does nuclear energy consumption contribute to load capacity factor? Modeling the effects of public debt and financial development in France". *Nuclear Engineering and Technology*, 57(6). https://doi.org/10.1016/j.net.2024.103414

Aladejare, S. A. (2022). "Natural resource rents, globalisation and environmental degradation: New insight from 5 richest African economies". *Resources Policy*, 78(C). https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102909

Asif, M., Sharma, V., Sharma, H. P., Aldawsari, H., Wani, S. K., Khosla, S. & ChandniwalaIs, V. J. (2023). "Fiscal deficit 'curse' or 'haven' for environmental quality in India? An empirical investigation employing a battery of distinct ARDL approaches". *Heliyon*. 9(10). https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e20711

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

Baltagi, B. H., Feng, Q. & Kao, C. (2012). "A Lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model". *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177.

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

Barro, R. J. (1979). "On the determination of the public debt". *Journal of Political Economy*. 87(5), 940–971. https://doi.org/10.1086/260807

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.

Biswal, A.K, Patra, B. & Sahoo, M. (2025). "Is public debt 'curse' or 'benediction' for environmental debt: A panel ARDL approach". *Journal of Environmental Management*, 391. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2025.126550

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. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105895

Chudik, A. & Pesaran, M. H. (2015). "Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors". *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007

Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H. & Raissi, M. (2017). "Is there a debt-threshold effect on output growth?" *The Review of Economics and Statistics*, 99(1), 135-150. https://doi.org/10.1162/REST_a_00593

Cohen, D. (1993). "Low investment and large LDC debt in the 1980s". *The American Economic Review*, 437-449. https://www.jstor.org/stable/2117527.

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

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. https://doi.org/10.1007/s11356-023-26061-x

Fay, M. (2012). *Inclusive Green Growth: the Pathway to Sustainable Development*. World Bank Publications.

Flammer, C. (2021). "Corporate green bonds". *Journal of Financial Economics*, 142(2), 499-516. https:// doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.01.010

Global Footprint Network. (2023). "National footprint and biocapacity accounts 2023 public data package". https://data.footprintnetwork.org/

Golkhandan, A. (2024A). "Public Debts; Environment Friendly or its Destroyer? Threshold Role of Natural Resource Rent and Control of Corruption". *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 4(9), 175-211. [In Persian]. https://doi.org/10.22054/eenr.2025.82155.191

Golkhandan, A. (2024B). "The Threshold Effect of Economic Complexity on Natural Resource Dependency in MENA Countries". *Economic Policies and Research*, *3*(1), 138-174. [In Persian]. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141515.1130

Golkhandan, A. & Jahangiri, L. (2025). "The Interactive Effect of Geopolitical Risk and Oil Rent on Carbon Emissions in Oil Exporting Countries". *Public Sector Economics Studies*, 4(1), 59-90. [In Persian]. https://doi.org/10.22126/pse.2024.10509.1118

Im, K. S., Lee, J. & Tieslau, M. (2010). "Panel LM unit root tests with trend shifts". *SSRN* 1619918. https://doi.org/10.2139/ssrn.1619918

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. https://doi.org/10.1007/s11356-018-1194-0

Krugman, P. (1988). "Financing vs. forgiving a debt overhang". *Journal of Development Economics*, 29(3), 253-268. https://doi.org/10.1016/0304-3878(88)90044-2

Mohamadian Mansour, S., & Golkhandan, A. (2024). "Globalization; an Opportunity or a Threat towards World Peace? (An Empirical Analysis Using the GMM Method)". *Defense Economics and Sustainable Development*, 9(33), 63-85. [In Persian]. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25382454.1403.9.33.3.1

Ogwu, S. O., Okolo, C. V. & Agan, B. (2025). "The role of debt burden, green financing, and energy efficiency in reducing carbon footprints in MINT & BRICS economies: New evidence from panel QARDL method". *Sustainable Futures*, 9. https://doi.org/10.1016/j.sftr.2024.100417

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), 621-634.

Sachs, J. D. (2015). *The Age of Sustainable Development*. Columbia University Press. https://doi.org/10.7312/sach17314-014

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

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

Ullah, S., Gozgor, G. & Lu, Z. (2024). "How do conflicts affect energy security risk? Evidence from major energy-consuming economies". *Economic Analysis and Policy*, 82, 175-187. https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.02.039

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

پیوست‌ها

جدول ۱. لیست کشورهای مورد مطالعه

امارات	سوئیس	ترکمنستان	هند	لوگزامبورگ	لهستان
آلبانی	چین	سریلانکا	مجارستان	لتونی	ترینیداد و توباگو
آرژانتین	کلمبیا	ونزوئلا	ایران	بوسنی	مونته‌نگرو
الجزایر	قبرس	اردن	عراق	پاکستان	گواتمالا
آذربایجان	کوبا	جامائیکا	ایسلند	پرو	لبنان
بنگلادش	تایلند	لیبی	مکزیک	فیلیپین	روسیه
ارمنستان	رومانی	هنگ‌کنگ	نامیبیا	رومانی	بوتسوانا
بلغارستان	بلیز	مالزی	گابن	تونس	گابن
برزیل	اکوادور	مقدونیه	قزاقستان	اوکراین	
کاستاریکا	مصر	اندونزی	بلاروس	اسلواکی	