

Impact of Political Stability on Ecological Footprint in Iran: New Empirical Evidence Using Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MATNARDL) Approach

Abolghasem Golkhandan*

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

Abstract

The most significant threat to the world in the twenty-first century is climate change and global warming, which are caused by carbon emissions. In 2015, 196 nations signed the Paris Climate Agreement, pledging to maintain the average temperature rise well below 2 °C to prevent the worst effects of global warming. The effectiveness of the Paris Agreement, the Glasgow Accord, the Kyoto Protocol, and other environmental initiatives heavily relies on the institutional quality of nations. Institutions are responsible for developing and enforcing ecological regulations aimed at reducing CO₂ emissions. These institutions take numerous forms, such as governments, social institutions, and political institutions, which are impacted by a range of circumstances. Numerous proxies for measuring institutional quality have been proposed in the literature. Corruption, political stability, and the rule of law are the most prominent indications of a successful and well-functioning governance framework. Political stability implies the capability of the government to achieve its specified goals while staying in power. From a theoretical perspective, political stability has a variety of effects on a nation's CO₂ emissions. A stable and competent government, without being influenced by any specific interest, can

* Corresponding Author: golkhandana@gmail.com

How to Cite: Golkhandan, A. (2023). Impact of Political Risk on Ecological Footprint in Iran: Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MATNARDL) Approach. *Economic Policies and Research*, 2(3), 114-148. doi: 10.22034/jepr.2024.140960.1104

create and implement a fair ecological policy. On the contrary, there is a view that suggests that if political stability improves, economic activities within the country will increase, leading to economic growth and development. This issue will increase resource exploitation and environmental pressure. This means that the environmental factor is often ignored or not given enough attention when economic activities increase as a result of improved political stability. In line with the existing contradictions, this study aims to investigate the non-linear and asymmetric effect of political stability on Iran's ecological footprint (as an important indicator of environmental degradation) from 1990 to 2020. This paper assesses the influence of the political stability (PS) index, trade openness (TO), economic growth (GDP), and renewable energy consumption (REC) on the ecological footprint (EF) index using quarterly and annual data spanning between 1990Q1 and 2021Q4. The variables utilized are transformed into their natural logarithm (ln). The unit of measurement, description, and source of data are depicted in Table 1. The current paper's economic functions are illustrated in Equations (1):

$$\text{Ln}(\text{EF})_t = f[\text{LnPS}_t, \text{LnGDP}_t, \text{LnTO}_t, \text{LnREC}_t, \varepsilon_t] \quad (1)$$

Table 1. Variables sources and units.

Variable	Description	Units	Sources
EF	Ecological Footprint	Global per hectare	Global Footprint Network (GFN)
PS	Political Risk	A value of 0 indicates extreme risk, while a value of 100 indicates low risk.	International Country Risk Guide (ICRG)
GDP	Economic Growth	GDP Per Capita Constant \$US, 2015	World Development Indicators (WDI)
TO	Trade Openness	Trade % of GDP	WDI
REC	Renewable Energy Consumption	Renewable energy consumption % of total final energy consumption	WDI

The primary objective of this study is to analyze the impact of various levels of positive and negative changes in political stability on the environmental quality index in Iran. To achieve this, three models are employed: the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model by

Pesaran et al. (2001), the Nonlinear ARDL model (NARDL) by Shin et al. (2014), and the Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MATNARDL) by Uche et al. (2022). The MATNARDL model allows for the examination of both minor and major adverse shocks as well as minor and major positive surprises in the explanatory variable's effect on the explained variable.

The Augmented Bounds Cointegration Test confirms the existence of a long-term relationship in both symmetric and asymmetric modes. Results from the ARDL estimator indicate that the political risk index has a positive and significant impact on the ecological footprint in both short and long terms. The NARDL estimator reveals that positive shocks in the political risk index significantly affect the ecological footprint positively in both short and long terms, while negative shocks show insignificant effects, indicating asymmetric effects.

Furthermore, the MATNARDL estimator demonstrates that both short-term and long-term positive shocks in the political risk index have a significant positive impact on the ecological footprint, observed across small-scale and medium-scale analyses. However, large-scale positive shocks have a negative effect on the ecological footprint. Negative shocks in the political risk index, across all scales, do not significantly affect the ecological footprint in the short and long terms.

These findings suggest that despite increased economic activities resulting from improved political stability, environmental performance has not received adequate attention. However, a significant increase in political stability on a large scale is expected to prompt attention to environmental concerns. The study underscores the importance of reforming political institutions to promote stability while implementing strict environmental laws to reduce environmental degradation. Consequently, it is anticipated that with a planned increase in political stability, there will be a reduction in the ecological footprint in the country.

Keywords: Political Stability, Ecological Footprint, Asymmetric, Iran. Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MTANARDL).

JEL Classification: C22, O13, P48, Q57

تأثیر ریسک سیاسی بر ردپای اکولوژیکی در ایران: رویکرد NARDL نامتقارن چند آستانه‌ای (MATNARDL)

دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم
اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران،

ابوالقاسم گل‌خندان * 

چکیده

ناآرامی‌های سیاسی می‌تواند توانایی دولت را برای اجرای طرح‌های کاهش تخریب محیط‌زیست مختل کند. از طرفی ممکن است که با افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از بهبود ثبات سیاسی زمینه بهره‌برداری از منابع و به دنبال آن فشار بر محیط‌زیست ایجاد شود. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر نامتقارن و غیرخطی شاخص ریسک سیاسی بر شاخص کیفیت محیط‌زیست در ایران طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ است. به این منظور از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن (MTNARDL) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآوردگر MATNARDL حاکی از آنست که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت شاخص ریسک سیاسی در دو مقیاس کوچک (کوانتایل کمتر از آستانه τ_{30}) و متوسط (کوانتایل بین آستانه‌های τ_{30} و τ_{70})، اثر مثبت و معناداری بر ردپای اکولوژیکی داشته‌اند؛ در حالی که این شوک‌ها در مقیاس بزرگ (کوانتایل بیشتر از آستانه τ_{70}) اثر منفی بر ردپای اکولوژیکی دارند. شوک‌های منفی شاخص ریسک سیاسی نیز در هر سه مقیاس کوچک، متوسط و بزرگ، اثر معناداری بر ردپای اکولوژیکی در کوتاه‌مدت و بلندمدت ندارند. بر این اساس می‌توان گفت که اثر ریسک سیاسی بر ردپای اکولوژیکی در ایران، نامتقارن است و تنها با افزایش چشم‌گیر (بزرگ) در ثبات سیاسی می‌توانیم شاهد کاهش ردپای اکولوژیکی و بهبود کیفیت محیط‌زیست در کشور باشیم.

کلیدواژه‌ها: ریسک سیاسی، ردپای اکولوژیکی، عدم تقارن، ایران، NARDL نامتقارن چند آستانه‌ای (MATNARDL).

طبقه‌بندی JEL: C22, O13, P48, Q57

مقدمه

بزرگ‌ترین تهدید برای جهان در قرن بیست و یکم، تغییرات اقلیمی و گرمایش جهانی ناشی از انتشار کربن است (Akadiri et al., 2021; Oladipupo et al., 2021). در سال ۲۰۱۵، ۱۹۶ کشور توافقنامه اقلیمی پاریس را امضا کردند و متعهد شدند که میانگین افزایش دما را زیر ۲ درجه سانتی‌گراد حفظ تا از اثرات منفی گرمایش جهانی جلوگیری کنند. اثربخشی توافق پاریس، توافق گلاسکو، پروتکل کیوتو و سایر ابتکارات زیست‌محیطی به شدت به کیفیت نهادی کشورها وابسته است. نهادها مسئول توسعه و اجرای مقررات زیست‌محیطی با هدف کاهش انتشار CO₂ هستند. این نهادها اشکال متعددی دارند؛ مانند دولت‌ها، نهادهای اجتماعی و نهادهای سیاسی که تحت تأثیر طیف وسیعی از شرایط قرار می‌گیرند (Mahmood & Alanzi, 2020; Su et al., 2021; Adebayo et al., 2022a).

شاخص‌های متعددی برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در ادبیات نظری ارائه شده است. فساد، ریسک سیاسی و حاکمیت قانون برجسته‌ترین نشانه‌های یک چارچوب حکومتی موفق و کارآمد هستند (Hashmi et al., 2021). از بعد ریسک سیاسی، ثبات سیاسی و کاهش درگیری‌ها و خشونت نقش مهمی در تنظیم و کاهش تخریب محیط‌زیست ایفا می‌کند (Al-Mulali & Ozturk, 2015). شاخص ریسک سیاسی، به‌عنوان یک شاخص ثبات سیاسی علاوه بر در نظر گرفتن مؤلفه‌های اساسی حکمرانی خوب مانند حاکمیت نظم و قانون، پاسخ‌گویی دموکراتیک، فساد و... سایر مؤلفه‌های مهم نظام و ثبات سیاسی شامل درگیری‌های داخلی و خارجی، تنش‌های مذهبی و نژادی را در بر می‌گیرد (Purcel, 2019).

ثبات سیاسی فارغ از نوع و شدت خود همواره انرژی و پتانسیل‌هایی را که باید در مسیر بهبود عملکرد محیط‌زیست به کار گرفته شوند را از بین می‌برد و روند طبیعی حفاظت محیط‌زیست را در اثر سوءمدیریت که ناشی از منازعات درون‌حزبی و برون‌حزبی است؛ منحرف می‌سازد و سرعت روند بهبود عملکرد محیط‌زیست را کاهش می‌دهد. بی‌ثباتی سیاسی از طریق از بین بردن امکان سرمایه‌گذاری، سبب تخریب و کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود؛ به‌طوری‌که در کشورهایی که

احتمال کودتا، شورش‌های خیابانی، ترور و اشکال دیگر تغییر غیرمسالمت‌آمیز قدرت وجود دارد، انگیزه برای سرمایه‌گذاری از بین می‌رود. همچنین، افزایش بی‌ثباتی سیاسی ممکن است در اجرای سیاست‌های محیط‌زیست مشکلاتی از جمله کاهش سرمایه‌گذاری در جهت تکنولوژی‌های کاهنده آلودگی هوا را ایجاد کند. در نتیجه در کشورهایی با درجه بالایی از بی‌ثباتی سیاسی، ممکن است سیاست‌های زیست‌محیطی اجرا (و یا به‌خوبی اجرا) نگردد (Arabmazar Yazdi et al., 2017). در مقابل، این دیدگاه وجود دارد که بهبود ثبات سیاسی با افزایش فعالیت‌های اقتصادی و حرکت به سمت رشد و توسعه اقتصادی، با نادیده گرفتن مسائل زیست‌محیطی، زمینه بهره‌برداری از منابع و به دنبال آن فشار بر محیط‌زیست و تخریب آن را افزایش خواهد داد (Vu & Huang, 2020).

در راستای تناقض‌های موجود در این زمینه، مطالعات جدیدتر سعی کرده‌اند به‌نوعی اثرگذاری غیرخطی و نامتقارن ثبات سیاسی بر شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست را مورد بررسی تجربی قرار دهند که می‌توان به مطالعات Zhang & Chiu (2020)، Kirikkaleli, Sohail et al. (2022) و Depren et al. (2023) اشاره کرد. مطالعه حاضر در ادامه بسط این مطالعات می‌کوشد تا به بررسی تأثیر غیرخطی و نامتقارن شاخص ریسک سیاسی بر ردپای اکولوژیکی (به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست) در ایران طی سال‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۰ بپردازد. به این منظور از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن^۱ (MATNARDL) استفاده شده است. برآوردگر MATNARDL قادر است که تأثیر تغییرات اساسی، متوسط و حداقلی در شوک‌های مثبت و منفی ریسک سیاسی را بر ردپای اکولوژیکی تعیین کند و براین اساس می‌تواند در زمینه موضوع تحقیق ارائه‌دهنده نتایج جدیدی برای نخستین بار باشد.

ادبیات موضوع

ثبات سیاسی به معنای توانایی دولت برای دستیابی به اهداف تعیین‌شده خود تا زمان ماندن در قدرت است. از منظر نظری، ثبات سیاسی می‌تواند اثرات مختلفی بر کیفیت محیط‌زیست در یک کشور داشته باشد. یک دولت باثبات و کارآمد اگر تحت تأثیر منافع خاصی قرار نگیرد، می‌تواند یک

^۱. Multiple Asymmetric Thresholds Non-linear Autoregressive Distributed Lag (MATNARDL)

سیاست زیست‌محیطی درست و شایسته، طراحی و تخریب محیط‌زیست را محدود کند. همچنین، انتظار می‌رود که ثبات سیاسی سطح ثروت یک کشور را افزایش دهد که به نوبه خود آگاهی مردم از انتشارات محیطی و تغییرات آب‌وهوایی را افزایش می‌دهد. این سناریو اغلب فشارهای سیاسی بر سیاست‌گذاران را برای دستیابی به محیطی پایدار افزایش می‌دهد؛ بنابراین، کاهش ریسک سیاسی در یک کشور می‌تواند انتشار کربن را کاهش دهد؛ به این معنی که ریسک سیاسی احتمالاً عاملی حیاتی در زوال اکوسیستم‌ها و محیط‌زیست است. از سوی دیگر، یک دولت شکننده در معرض رشوه توسط لابی‌گران قرار می‌گیرد که می‌تواند بر روند تصمیم‌گیری آن تأثیر بگذارد و به تخریب محیط‌زیست بینجامد (Adebayo et al., 2022a: 2). ناآرامی‌های سیاسی می‌تواند توانایی دولت را برای اجرای طرح‌های کاهش آلودگی مختل کند. رژیم‌های ناپایدار اغلب تحت تأثیر سازمان‌های لابی یا گروه‌های فشار بین‌المللی قرار می‌گیرند و آن‌ها را از وضع قوانین قوی زیست‌محیطی یا پذیرش فناوری‌های پاک‌باز می‌دارد (Purcel, 2019). در مقابل، این دیدگاه وجود دارد اگر ثبات سیاسی بهبود پیدا کند، فعالیت‌های اقتصادی درون کشور افزایش می‌یابد و کشورها به سمت رشد و توسعه اقتصادی حرکت می‌کنند. این مسئله زمینه بهره‌برداری از منابع و به دنبال آن فشار بر محیط‌زیست را افزایش خواهد داد. در واقع این موضوع به آن معناست که عامل محیطی به هنگام افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از بهبود ثبات سیاسی نادیده گرفته یا توجه کافی به آن نمی‌شود (Vu & Huang, 2020).

باتوجه به دیدگاه‌های متناقض پیرامون رابطه بین تخریب محیط‌زیست و ثبات سیاسی بالاخص در کشورهای در حال توسعه، به نظر می‌رسد که امکان وجود یک اثر آستانه‌ای و رابطه U شکل معکوس در این زمینه وجود دارد. به این معنا که ثبات سیاسی ممکن است در مراحل اولیه به تخریب محیط‌زیست منجر گردد؛ اما پس از رسیدن به سطح بهینه، با افزایش ثبات سیاسی، کیفیت محیط‌زیست به دلیل افزایش سطح ثروت و بالتبع بالارفتن سطح تکنولوژی و آگاهی‌های زیست‌محیطی افزایش یابد (Purcel, 2019).

Al-Mulali & Ozturk (2015) در مطالعه عوامل مؤثر بر تخریب محیط‌زیست در ۱۴ کشور منطقه منا طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۶ با به کارگیری رویکرد حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده^۱ (FMOLS) به این نتیجه رسیدند که ثبات سیاسی و کاهش خشونت و درگیری‌ها منجر به کاهش ردپای اکولوژیکی می‌شود. Purcel (2019) ارتباط بین انتشار CO₂ و ثبات سیاسی را با استفاده از نمونه‌ای از کشورهای با درآمد پایین و متوسط طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۵ بررسی کردند. برآوردهای مدل تصحیح خطا بردار پانل^۲ (PVECM) نشان‌دهنده یک الگوی غیرخطی زنگوله‌ای شکل (U معکوس) بین این دو متغیر است که نشان می‌دهد افزایش ثبات سیاسی تنها پس از رسیدن به حد مطلوب (سطح آستانه) شروع به کاهش سطح انتشار CO₂ می‌کند. Zhang & Chiu (2020) در مطالعه‌ای به دنبال یافتن پاسخی به این پرسش هستند که آیا انواع مختلف ریسک‌های کشوری بر انتشار CO₂ به صورت غیرخطی اثر می‌گذارد؟ نتایج این مطالعه با به کارگیری پانلی متشکل از ۱۱۱ کشور طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۴ و مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی^۳ (PSTR) نشان می‌دهد که در آمد واقعی، مصرف انرژی و ریسک‌های کشوری تأثیرات متفاوتی بر انتشار CO₂ در هنگام استفاده از ریسک‌های کشوری به‌عنوان متغیر آستانه دارند.

Vu & Huang (2020) با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۴ (ARDL) به این نتیجه دست یافتند که شاخص ریسک سیاسی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر انتشار CO₂ در کشور ویتنام طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۸۶ داشته است. Su et al. (2021) نقش ریسک سیاسی را در دستیابی به بی‌طرفی کربن در کشور برزیل با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. به این منظور از آزمون‌های هم‌بستگی «بایر و هنک»^۵، FMOLS، حداقل مربعات معمولی پویا^۶ (DOLS)، رگرسیون هم‌بستگی کانونی^۷

1. Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)

2. Panel Vector Error Correction Model (PVECM)

3. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

4. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

5. Bayer & Hanck

6. Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)

7. Canonical Correlation Regression (CCR)

(CCR) و علیت دامنه فرکانس استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که یک محیط سیاسی بهتر منجر به کاهش آلودگی هوا و بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود. Kirikkaleli & Adebayo (2022) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر ریسک سیاسی بر شاخص کیفیت محیطی نسبت ظرفیت زیستی به ردپای اکولوژیکی در برزیل با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۸ پرداختند. روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت به کمک انجام شده است. نتایج این مطالعه با استفاده از رویکرد ARDL پویا و آزمون علیت مبتنی بر بوت استراپ نشان‌گر تأثیر مثبت و معنادار شاخص ریسک سیاسی بر کیفیت محیطی در کوتاه‌مدت و بلندمدت و رابطه علیت بازخوردی (دوطرفه) بین این دو متغیر است.

Kirikkaleli et al. (2022) در مطالعه‌ای به دنبال پاسخی به این پرسش هستند که آیا ریسک سیاسی به مسائل زیست محیطی در چین دامن می‌زند؟ به این منظور از آزمون‌های هم‌انباشتگی بایر و هنک، برآوردگرهای CCR، DOLS، FMOLS و علیت دامنه فرکانس استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ثبات سیاسی پیش‌بینی‌کننده مهم تخریب محیط زیست در چین است و برای کاهش انتشار CO₂ مفید می‌باشد. در مطالعه‌ای مشابه Adebayo (2022) با استفاده از رویکرد ARDL پویای جدید و علیت دامنه فرکانس نشان داده است که افزایش شاخص ریسک سیاسی انتشار CO₂ را در کشور کانادا طی سال‌های ۲۰۱۸ کاهش داده است و می‌تواند انتشار CO₂ را در این کشور پیش‌بینی کند. (Sohail et al. (2022) با استفاده از داده‌های سری زمانی پاکستان طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹، اثرات متقارن و نامتقارن بی‌ثباتی سیاسی را بر مصرف انرژی پاک و انتشار CO₂ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از مدل ARDL نشان می‌دهد که ثبات سیاسی در کوتاه‌مدت با افزایش مصرف انرژی پاک و در بلندمدت با کاهش انتشار CO₂، آسیب‌های زیست محیطی را کاهش می‌دهد. با این حال، نتایج رویکرد ARDL غیرخطی^۱ (NARDL) نشان می‌دهد که در بلندمدت شوک‌های منفی ثبات سیاسی، مصرف انرژی پاک را افزایش و به کاهش انتشار CO₂ می‌انجامد؛ در حالی که شوک‌های مثبت ثبات سیاسی از این منظر اثر معناداری ندارند و تنها در کوتاه‌مدت می‌توانند به افزایش مصرف انرژی پاک و کاهش انتشار CO₂ بیانجامند.

^۱. Nonlinear ARDL (NARDL)

Adebayo et al. (2022a) در مطالعه‌ای به دنبال پاسخی برای این پرسش هستند که آیا ثبات سیاسی به پایداری محیط‌زیست کمک می‌کند؟ به این منظور تأثیر شاخص ریسک سیاسی بر انتشار CO₂ در ۱۰ اقتصاد برتر از نظر ثبات سیاسی (استرالیا، کانادا، آلمان، فنلاند، دانمارک، نروژ، هلند، نیوزلند، سوئد و سوئیس) طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۱ و با استفاده از داده‌های فصلی و رویکرد «کوانتایل در کوانتایل»^۱ بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که در اکثر چندک‌ها، ریسک سیاسی کیفیت محیطی را برای کشورهای نروژ، سوئد، کانادا و سوئیس افزایش و در کشورهای استرالیا، آلمان و دانمارک کاهش می‌دهد. در مطالعه‌ای مشابه، Adebayo et al. (2022b) تأثیر ریسک سیاسی را بر تخریب محیط‌زیست در کشورهای گروه بریکس طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۹۰ با استفاده از روش رگرسیون کوانتایل گشتاوری^۲ (MMQR) بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در چندک‌های (۰/۱-۰/۹)، ریسک سیاسی به‌طور مثبت بر تخریب محیط‌زیست تأثیر می‌گذارد. برآوردگرهای FMOLS، DOLS و FEOLS نیز نتایج برآوردگر MMQR را تأیید می‌کنند.

Depren et al. (2023) تأثیر بلندمدت و نامتقارن ثبات سیاسی بر کیفیت محیط‌زیست در ایسلند (به‌عنوان یک کشور باثبات) را با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش با به‌کارگیری روش NARDL نشان می‌دهد که هر دو شوک مثبت و منفی ثبات سیاسی به کاهش انتشار گاز CO₂ در بلندمدت می‌انجامد؛ به‌گونه‌ای که اثر شوک‌های منفی بزرگ‌تر است (تأیید اثرگذاری نامتقارن). نتایج برآوردگر FMOLS نیز استحکام نتایج NARDL را تأیید می‌کند. (Kirikkaleli & Osmanlı (2023) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بلندمدت و نامتقارن ثبات سیاسی (شاخص ریسک سیاسی) بر شاخص کیفیت محیط‌زیست در ترکیه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش با به‌کارگیری روش NARDL نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت ثبات سیاسی به کاهش انتشار گاز CO₂ در بلندمدت می‌انجامد؛ در حالی که شوک‌های منفی ثبات سیاسی اثر معناداری بر میزان انتشار گاز CO₂ نداشته‌اند (تأیید اثرگذاری نامتقارن). نتایج برآوردگر DOLS نیز استحکام نتایج NARDL را

¹. Quantile-on-Quantiles Approach

². Method of Moments Quantile Regression (MMQR)

تأیید می‌کند. Fang et al. (2024) با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۸۴ و رویکرد ARDL نشان داده‌اند که ریسک سیاسی به کاهش نسبت ظرفیت زیستی به ردپای اکولوژیکی (به‌عنوان شاخص کیفیت محیطی) در کشور تایلند منجر شده است.

Arabmazar Yazdi et al. (2017) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر شاخص عملکرد محیط‌زیست در کشورهای منتخب خاورمیانه، شامل ایران، طی سال‌های ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۲ با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که ثبات سیاسی تأثیر مثبت معناداری بر عملکرد محیط‌زیست کشورهای مورد مطالعه داشته است. Zabihi et al. (2023) ارتباط بین ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی را با انتشار کربن (CO_2) در ایران با بهره‌گیری از رویکرد رگرسیون کوانتایل در کوانتایل طی بازه زمانی سالانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده، بیان‌گر آن است که متغیرهای ریسک اقتصادی، مالی و سیاسی در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) تأثیر مثبت بر سرفانه انتشار کربن در تمام کوانتایل‌ها (۰/۰۵ تا ۰/۹۵) داشته است.

بررسی پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که تاکنون در هیچ مطالعه‌ای اثر نامتقارن شاخص ثبات سیاسی بر ردپای اکولوژیکی در ایران مورد بررسی تجربی قرار نگرفته است. همچنین، در این مطالعه از برآوردگر MATNARDL برای برآورد مدل، بهره گرفته شده که قادر است تأثیر تغییرات اساسی، متوسط و حداقلی مثبت (افزایشی) و منفی (کاهشی) در شاخص ثبات سیاسی را بر ردپای اکولوژیکی تعیین کند و برای نخستین بار در زمینه موضوع تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد.

روش پژوهش

مدل پژوهش

فرم تبعی مدل این پژوهش به‌منظور بررسی اثر ثبات سیاسی بر کیفیت محیط‌زیست در ایران بر اساس مطالعات Adebayo et al. (2022a, 2022b) و Depren et al. (2023)، به‌صورت زیر

تعیین شده است:

$$\text{LnEF}_t = f[\text{LnPS}_t, \text{LnGDP}_t, \text{LnTO}_t, \text{LnREC}_t, \varepsilon_t] \quad (1)$$

در رابطه فوق، Ln: لگاریتم طبیعی؛ EF: ردپای اکولوژیکی به عنوان شاخص اندازه گیری کیفیت محیط زیست؛ این شاخص توسط (Wackernagel & Rees, 1996) ارائه شده است و نرخ مصرف منابع و تولید ضایعات توسط انسان را با نرخ باز تولید منابع و دفع ضایعات توسط زیست کره مقایسه می کند که بر اساس مقدار زمین مورد نیاز (بر حسب هکتار) برای نگه داشتن این چرخه تعریف می شود.

PS: شاخص اندازه گیری ثبات سیاسی؛ به منظور اندازه گیری ثبات سیاسی از شاخص راهنمای بین المللی ریسک کشوری^۱ (ICRG) استفاده شده است. این شاخص ترکیبی از سه زیر شاخص ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی است که هر یک از چندین مؤلفه تشکیل شده اند. شاخص ریسک سیاسی ICRG، مهم ترین بخش این شاخص است و هدف از رتبه بندی ریسک سیاسی، فراهم کردن ابزاری برای ارزیابی ثبات سیاسی کشورهاست. شاخص ریسک سیاسی ICRG متشکل از ۱۲ مؤلفه مختلف و بر پایه ۱۰۰ امتیاز طراحی شده است که با نزدیک شدن آن به عدد ۱۰۰ (صفر) ریسک و بی ثباتی سیاسی کاهش (افزایش) می یابد. در جدول (۱)، مؤلفه های این شاخص، امتیاز هر مؤلفه و رتبه بندی ریسک مرکب (که از ترکیب امتیاز ریسک سیاسی (با وزن ۵۰ درصد)، ریسک مالی (با وزن ۲۵ درصد) و ریسک اقتصادی (با وزن ۲۵ درصد) به دست می آید) نشان داده شده است.

^۱. International Country Risk Guide (ICRG)

جدول ۱. مؤلفه‌های شاخص بی‌ثباتی سیاسی ریسک سیاسی ICRG

امتیازات	رتبه‌بندی ریسک مرکب	امتیاز	مؤلفه
۴۹/۰-۹	بسیار بالا	۱۲	ثبات حکومت
۵۹/۵۰-۹	بالا	۱۲	شرایط اجتماعی اقتصادی
۶۹/۶۰-۹	متوسط	۱۲	مشخصات سرمایه‌گذاری
۷۹/۷۰-۹	پائین	۱۲	درگیری‌های داخلی
۸۰-۱۰۰	بسیار پائین	۱۲	درگیری خارجی
		۶	فساد
		۶	دخالت نظامیان در سیاست
		۶	تنش‌های مذهبی
		۶	حاکمیت نظم و قانون
		۶	تنش‌های نژادی
		۶	پاسخ‌گویی دموکراتیک
		۴	کیفیت بروکراسی
		۱۰۰	مجموع

مأخذ: Howell (2013) و Maher & Zhao (2021)

GDP: تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی و درآمد سرانه؛
 TO: درجه بازبودن تجاری؛ REC: مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر؛ t: بازه زمانی تحقیق (۲۰۲۰-
 ۱۹۹۰) و E۴ جزء خطای تصادفی است. در جدول (۲) تعریف دقیق متغیرها به همراه منبع جمع‌آوری
 داده‌های آن‌ها گزارش شده است.

جدول ۲. تعریف متغیرها و منابع داده‌ها

منبع	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	نماد	متغیر
شبکه ردپای جهانی ^۱ (GFN)	شاخص ردپای اکولوژیکی (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	EF	کیفیت محیط‌زیست
ICRG	شاخص ریسک سیاسی ICRG متشکل از ۱۲ مؤلفه مختلف و بر پایه ۱۰۰ امتیاز طراحی شده است که با نزدیک شدن آن به عدد ۱۰۰ (صفر) ریسک و بی‌ثباتی سیاسی کاهش (افزایش) می‌یابد.	PI	بی‌ثباتی سیاسی
شاخص‌های توسعه جهانی ^۲ (WDI) متعلق به بانک جهانی	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	GDP	رشد اقتصادی
WDI	سهم تجارت (مجموع صادرات و واردات) از GDP (بر حسب درصد)	TO	بازبودن تجاری
WDI	سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی (بر حسب درصد)	REC	مصرف انرژی تجدیدپذیر

مأخذ: یافته‌های تحقیق

روش پژوهش

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر تغییرات مثبت و منفی اساسی (مقیاس بزرگ)، متعادل (مقیاس متوسط) و حداقلی (مقیاس کوچک) در ثبات سیاسی بر شاخص کیفیت محیط‌زیست در ایران است. به این منظور از روش‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن (MATNARDL) که به تازگی توسط Uche et al. (2022) ارائه شده است، استفاده می‌شود.

Pal & Mitra (2015, 2016) مدل ARDL غیرخطی چند آستانه‌ای (MTNARDL) را با الهام از مدل NARDL معرفی کردند. نقطه قوت این مدل در آنست که تأثیر تغییرات اساسی و حداقلی در متغیر برون‌زا را بر روی متغیر وابسته در نظر می‌گیرد (Uche & Effiom, 2021). در

¹. Global Footprint Network (GFN)

². World Development Indicators (WDI)

مدل MTNARDL، ابتدا شاخص ریسک سیاسی را به پنجک^۱ در پنج سری مجموع جزئی تجزیه می‌کنیم:

$$\text{LnPS}_t = \text{LnPS}_0 + \text{LnPS}_t(\omega_1) + \text{LnPS}_t(\omega_2) + \text{LnPS}_t(\omega_3) + \text{LnPS}_t(\omega_4) + \text{LnPS}_t(\omega_5) \quad (۲)$$

در رابطه فوق، $\text{LnPS}_t(\omega_1)$ ، $\text{LnPS}_t(\omega_2)$ ، $\text{LnPS}_t(\omega_3)$ ، $\text{LnPS}_t(\omega_4)$ و $\text{LnPS}_t(\omega_5)$ پنج مجموع جزئی را نشان می‌دهد که در پنجک‌های ۲۰، ۴۰، ۶۰ و ۸۰ تغییرات ریسک سیاسی با ۴ آستانه که به ترتیب با τ_{20} ، τ_{40} ، τ_{60} و τ_{80} نشان داده شده است، تنظیم و به صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$\text{LnPS}_t(\omega_1) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i(\omega_1) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i I(\Delta \text{LnPS}_i \leq \tau_{20}) \quad (۳)$$

$$\text{LnPS}_t(\omega_2) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i(\omega_2) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i I(\tau_{20} < \Delta \text{LnPS}_i \leq \tau_{40}) \quad (۴)$$

$$\text{LnPS}_t(\omega_3) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i(\omega_3) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i I(\tau_{40} < \Delta \text{LnPS}_i \leq \tau_{60}) \quad (۵)$$

$$\text{LnPS}_t(\omega_4) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i(\omega_4) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i I(\tau_{60} < \Delta \text{LnPS}_i \leq \tau_{80}) \quad (۶)$$

$$\text{LnPS}_t(\omega_5) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i(\omega_5) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i I(\Delta \text{LnPS}_i > \tau_{80}) \quad (۷)$$

^۱ Quintile Series. این مدل را در صورت وجود داده‌های گسترده و به اندازه کافی می‌توان با سری‌های دهک (Decile Series) نیز همانند مطالعات تجربی (Pal & Mitra (2015, 2016) و Uche & Effiom (2021) به کار برد.

که در رابطه فوق، $I(1)$ یک تابع شاخص (نماینده، معرف) است که وقتی شرایط بیان شده در (.) برآورده و تأمین شود، برابر با مقدار عددی «یک» و در غیر این صورت، برابر «صفر» است (Pal & Mitra, 2015: 318).

مدل MTNARDL نیز از مزیت‌های مدل ARDL و NARDL برخوردار است. از جمله این که با حجم نمونه محدود و همچنین ترکیبی از متغیرهای مانا از درجه «صفر» و «یک» قابل استفاده هستند. همچنین، امکان برآورد هم‌زمان پارامترهای بلندمدت و کوتاه‌مدت را فراهم می‌کند. علاوه بر این، مدل MTNARDL همانند مدل NARDL به منظور تحلیل غیرخطی و عدم تقارن بین متغیرهای مدل دارای قابلیت مهمی است؛ اما برتری مدل MTNARDL نسبت به مدل NARDL در آن است که میزان تأثیرپذیری متغیر وابسته را از مقادیر شدید، متوسط و اندک متغیر مستقل شناسایی می‌کند (Bhutto & Chang, 2019). با این حال، این مدل یک محدودیت مهم دارد که در آن اندازه نمونه مورد استفاده برای برآورد با افزایش تعداد آستانه، کاهش می‌یابد. به عنوان مثال، یک آستانه واحد، نمونه برآوردی را به دو نیمه تقسیم می‌کند؛ چهار آستانه باعث می‌شود که تعداد نمونه‌های برآوردی به یک پنجم نمونه اولیه کاهش یابد که این موضوع دقت برآوردها را کاهش می‌دهد.^۱ محدودیت دیگر این مدل آنست که همانند مدل‌های ARDL و NARDL قابلیت استفاده برای مدل‌های برخوردار از متغیرهای دارای درجه مانایی بیش از یک ($I(1)$) نیست؛ بنابراین قبل از تجزیه و تحلیل و برآورد بایستی آزمون ریشه واحد انجام شود (Li & Gou, 2022: 1382).

^۱ در این مطالعه به منظور رفع محدودیت حجم داده‌ها، هنگام استفاده از برآوردگر MTNARDL، داده‌های سری زمانی سالیانه به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند. به این منظور چون تواتر ارائه داده‌های شاخص ریسک سیاسی ICRG به صورت ماهیانه است، با میانگین‌گیری حسابی سه ماهه، داده‌های این متغیر به صورت فصلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین، به دلیل تواتر سالیانه داده‌های سایر متغیرهای مدل، با استفاده از نرم‌افزار Eviews به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند. با این اقدام، حجم نمونه (تعداد مشاهدات) به عدد ۱۲۴ افزایش می‌یابد که با توجه به تجزیه شوک‌های مثبت و منفی ثبات سیاسی به سه سری مجموع جزئی در آستانه‌های T_{30} و T_{70} ، حجم نمونه برآوردی برای چندک‌های سه‌گانه به حدود ۴۱ مشاهده کاهش می‌یابد که برای انجام برآوردهای سری‌زمانی تعداد مناسبی به نظر می‌رسد.

مدل ARDL غیرخطی چند آستانه‌ای (MTNARDL) که توسط Pal & Mitra (2015, 2016) پیشنهاد شده است، تأثیر تغییرات اساسی، متوسط و حداقلی در متغیر برون‌زا را بر متغیر وابسته در نظر می‌گیرد؛ اما قادر به تعیین نوع این تغییرات (مثبت و یا منفی) نیست. در این راستا، (Uche et al., 2022) مدل MTNARDL را با تفکیک شوک‌های مثبت و منفی به آستانه‌های چندگانه و نام‌گذاری این مدل توسعه‌یافته به مدل ARDL غیرخطی چند آستانه‌ای نامتقارن (MATNARDL)، گسترش دادند. این مدل کمک می‌کند تا تأثیر شوک‌های منفی جزئی تا عمده و شوک‌های مثبت جزئی تا عمده در متغیر توضیحی را بر متغیر وابسته بررسی کنیم (Chang et al., 2022: 4). بر این اساس، متغیر LnPS به سه سری شوک مثبت و سه سری شوک منفی به صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$\text{LnPS}_t^+ = \text{LnPS}_0^+ + \text{LnPS}_t^+(\omega_1) + \text{LnPS}_t^+(\omega_2) + \text{LnPS}_t^+(\omega_3) \quad (8)$$

$$\text{LnPS}_t^- = \text{LnPS}_0^- + \text{LnPS}_t^-(\omega_1) + \text{LnPS}_t^-(\omega_2) + \text{LnPS}_t^-(\omega_3) \quad (9)$$

در رابطه فوق، $\text{LnPS}_t^+(\omega_1)$ ، $\text{LnPS}_t^+(\omega_2)$ و $\text{LnPS}_t^+(\omega_3)$ سه سری مجموع جزئی شوک‌های مثبت در آستانه‌های τ_{30} و τ_{70} و $\text{LnPS}_t^-(\omega_1)$ ، $\text{LnPS}_t^-(\omega_2)$ و $\text{LnPS}_t^-(\omega_3)$ سه سری مجموع جزئی شوک‌های منفی در آستانه‌های τ_{30} و τ_{70} می‌باشند که به صورت روابط زیر محاسبه می‌گردند:

$$\text{LnPS}_t^+(\omega_1) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^+(\omega_1) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^+ I(\Delta \text{LnPS}_i^+ \leq \tau_{30}) \quad (10)$$

$$\text{LnPS}_t^+(\omega_2) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^+(\omega_2) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^+ I(\tau_{30} < \Delta \text{LnPS}_i^+ \leq \tau_{70}) \quad (11)$$

$$\text{LnPS}_t^+(\omega_3) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^+(\omega_3) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^+ I(\Delta \text{LnPS}_i^+ > \tau_{70}) \quad (12)$$

$$\text{LnPS}_t^-(\omega_1) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^-(\omega_1) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^- I(\Delta \text{LnPS}_i^- \leq \tau_{30}) \quad (13)$$

$$\text{LnPS}_t^-(\omega_2) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^-(\omega_2) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^- I(\tau_{30} < \Delta \text{LnPS}_i^- \leq \tau_{70}) \quad (14)$$

$$\text{LnPS}_t^-(\omega_3) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^-(\omega_3) = \sum_{i=1}^t \Delta \text{LnPS}_i^- I(\Delta \text{LnPS}_i^- > \tau_{70}) \quad (15)$$

مدل NARDL دو آستانه‌ای نامتقارن را می‌توان به صورت زیر مشخص کرد:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnEF}_t = & \psi_0 + \psi_1 \text{LnEF}_{t-1} + \psi_2 \text{LnGDP}_{t-1} \\ & + \psi_3 \text{LnTO}_{t-1} + \psi_4 \text{LnREC}_{t-1} \\ & + \sum_{j=1}^3 \psi_k^+ \text{LnPS}_{t-1}^+(\omega_j) + \sum_{j=1}^3 \psi_k^- \text{LnPS}_{t-1}^-(\omega_j) \\ & + \sum_{i=s}^p \eta_{1i} \Delta \text{LnEF}_{t-i} + \sum_{i=0}^r \eta_{2i} \Delta \text{LnGDP}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^3 \eta_{3i} \Delta \text{LnTO}_{t-i} + \sum_{i=0}^t \eta_{4i} \Delta \text{LnREC}_{t-i} \\ & + \sum_{j=1}^3 \sum_{i=0}^q (\eta_{ki}^+ \text{LnPS}_{t-i}^+(\omega_j) + \eta_{ki}^- \text{LnPS}_{t-i}^-(\omega_j)) \\ & + \epsilon_t \quad k = j + 4 \end{aligned} \quad (16)$$

بر آورد مدل به روش MATNARDL مستلزم انجام چند گام است:

گام نخست: انجام تحلیل‌های اولیه و مقدماتی از قبیل بررسی آمار توصیفی متغیرهای مدل و روند حرکتی تک‌تک متغیرها طی دوره مورد بررسی. گام دوم: انجام آزمون ریشه واحد (مانایی). در صورت وجود متغیرهای مانا از درجه دو یعنی $I(2)$ یا بیش‌تر، مقدار آماره‌های t و F محاسبه شده به هنگام بررسی وجود رابطه هم‌انباشستگی، قابل اعتماد نمی‌باشند. همچنین، در صورتی که متغیر وابسته دارای درجه مانایی صفر باشد، انجام آزمون هم‌انباشستگی کرانه‌ها با محدودیت مواجه خواهد شد (Sam et al., 2019). به این منظور، با استفاده از سه آزمون ریشه واحد دیکی - فولر

تعمیم یافته^۱ (ADF)، فیلیپس - پرون^۲ (PP) و نقطه شکست^۳ (BP)، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این سه آزمون نشانگر وجود ریشه واحد است. گام سوم: انجام آزمون BDS (که وجه تسمیه آن بر اساس نام ارائه‌دهندگان این آزمون است)^۴. به این منظور نخست یک مدل خودرگرسیون برداری^۵ (VAR) بین دو متغیر باتوجه به وقفه بهینه، برآورد و سپس آزمون BDS بر روی پسماندهای مدل VAR به منظور بررسی استقلال آن‌ها انجام می‌شود و ساختار غیرخطی بین آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

• گام چهارم: انجام آزمون کرانه‌ها برای بررسی هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل. تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های (Pesaran et al. (2001) با استفاده از دو آزمون کلی کرانه‌های F و آزمون کرانه‌های t انجام می‌شود. در این تحلیل، دو کرانه بحرانی ارائه شده است؛ کرانه بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و کرانه پایینی برای سری‌های I(0). چنانچه مقدار آماره‌های F و t محاسبه شده از مقدار کرانه بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از کرانه پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و در صورتی که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر این که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (Pesaran et al., 2001: 290).

• گام پنجم: برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش MATNARDL و همچنین برآورد عبارت تصحیح خطا^۶ (ECT). گام ششم: بررسی استحکام ضرایب برآوردی، انجام آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل و بررسی وجود رابطه نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت. وجود رابطه نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت به وسیله آزمون والد مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر وجود رابطه نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل MATNARDL به صورت زیر است:

$$H_0: -\frac{\psi_5^+}{\psi_1} = -\frac{\psi_6^+}{\psi_1} = -\frac{\psi_7^+}{\psi_1} = -\frac{\psi_5^-}{\psi_1} = -\frac{\psi_6^-}{\psi_1} = -\frac{\psi_7^-}{\psi_1} \quad (17)$$

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

2. Phillips-Perron (PP)

3. Point Break (PB)

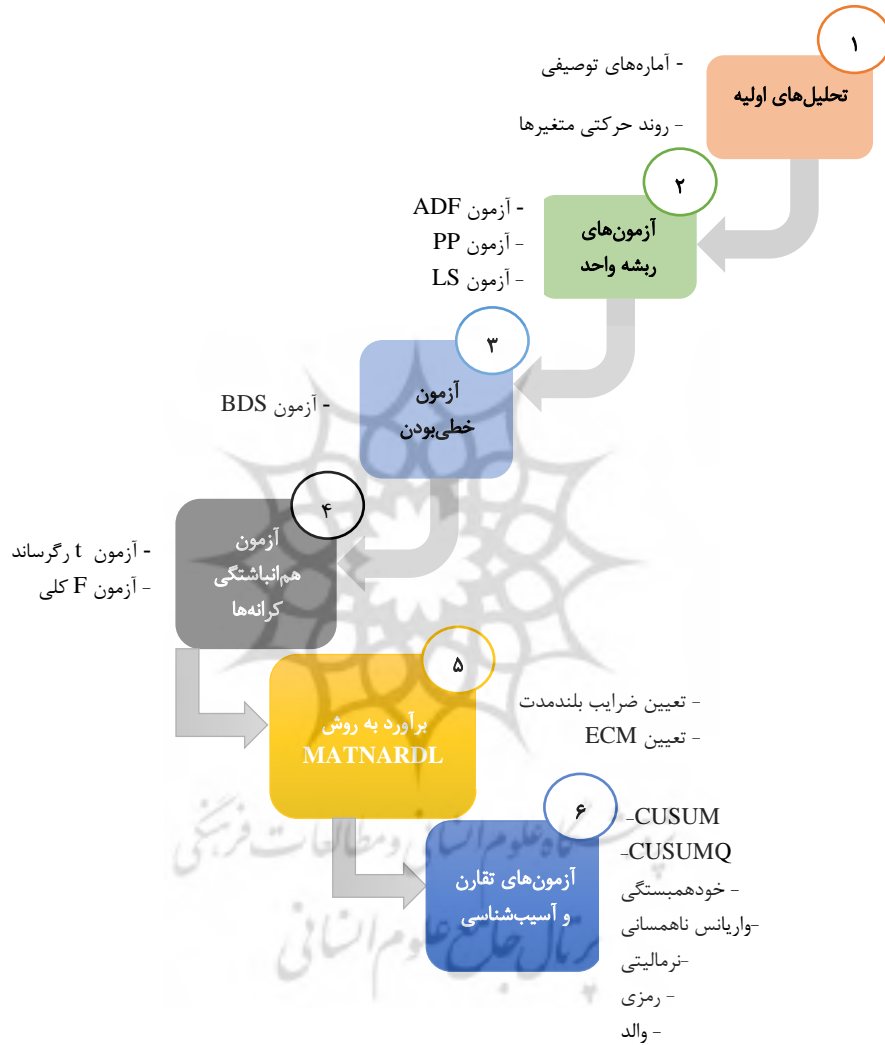
4. Brock, Dechert & Scheinkman (BDS)

5. Vector Autoregression (VAR)

6. Error Correction Term (ECT)

$$H_0: \sum_{j=1}^3 \sum_{i=0}^q \eta_{ki}^+ = \sum_{j=1}^3 \sum_{i=0}^q \eta_{ki}^- \quad k = j + 4$$

در شکل (۱) مراحل روش تحقیق به طور خلاصه نشان داده شده است:



شکل ۱. مراحل روش تحقیق

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یافته‌های تحقیق

تحلیل‌های اولیه

در جدول (۳) خلاصه آماری متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. میانگین شاخص ردپای اکولوژیکی (EF) حدود ۲/۷۴ سرانه هکتار جهانی، میانگین شاخص ریسک سیاسی (PS) حدود ۵۸/۲۸، میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) حدود ۴۵۲۵ دلار آمریکا، میانگین سهم درجه بازبودن تجاری (تجارت) از GDP (TO) حدود ۴۳/۷۸ درصد و میانگین سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی (REC) حدود ۴/۹۱ درصد بوده است. بر اساس مشخصه‌ی آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه است (که البته چون داده‌ها به صورت لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار می‌گیرند، این پراکندگی تا حد قابل توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به شاخص ردپای اکولوژیکی اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آماره جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که همه متغیرهای پژوهش در سطح ۵ درصد از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۳. خلاصه آماری متغیرهای پژوهش

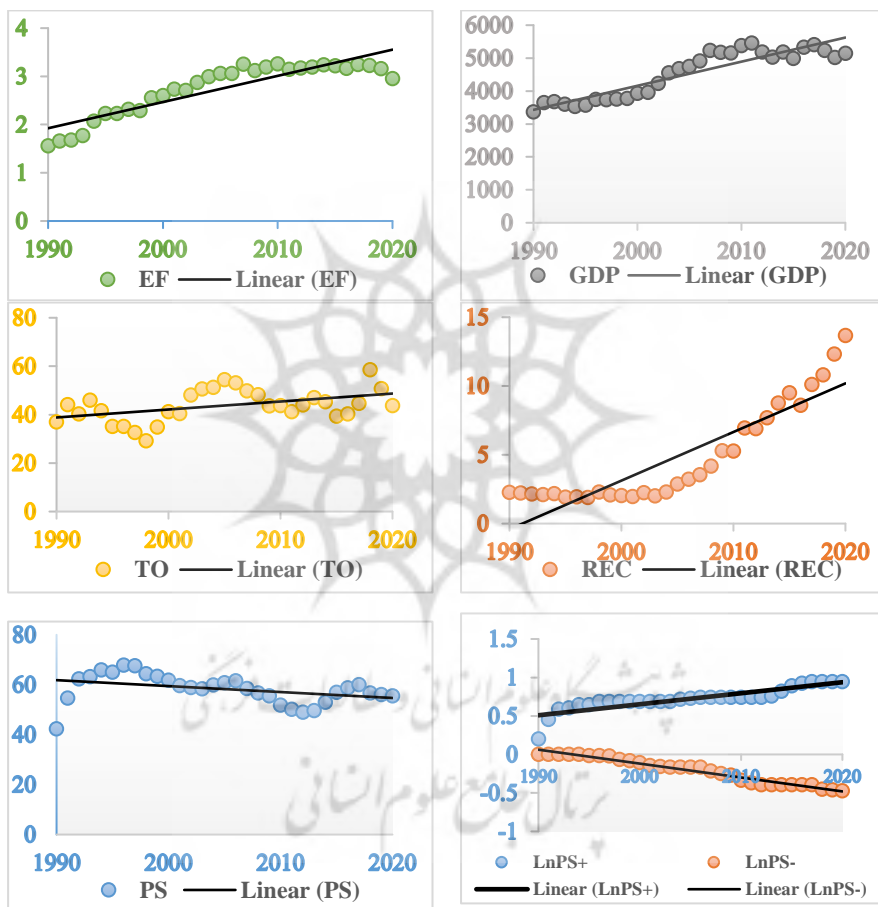
آماره	متغیر				
	REC	TO	GDP	PS	EF
میانگین	۴/۸۹۱	۴۳/۷۷۵	۴۵۲۵/۵۴۴	۵۸/۲۸۴	۲/۷۳۹
میانه	۲/۸۹۰	۴۳/۸۱۰	۴۷۴۸/۰۳۰	۵۸/۷۹۲	۲/۹۹۵
ماکسیمم	۱۳/۶۹۰	۵۸/۵۶۵	۵۴۵۰/۹۳۸	۶۷/۹۱۷	۳/۲۶۰
مینیمم	۱/۹۱۰	۲۹/۲۲۸	۳۳۶۳/۵۱۰	۴۲/۴۱۷	۱/۵۵۷
انحراف استاندارد	۳/۵۹۳	۶/۷۰۱	۷۲۴/۶۵۱	۵/۸۱۰	۰/۵۵۲
چولگی	۰/۹۹۰	-۰/۰۱۵	-۰/۲۴۴	-۰/۵۷۹	-۰/۸۸۲
کشیدگی	۲/۶۷۸	۲/۷۱۴	۱/۳۷۲	۳/۲۷۳	۲/۴۲۱
جارک-برا	۵/۲۰۱	۰/۱۰۷	۳/۷۳۱	۱/۸۲۶	۴/۴۵۱
احتمال	۰/۰۷۴	۰/۹۴۸	۰/۱۵۵	۰/۴۰۱	۰/۱۰۸
تعداد مشاهدات	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱	۳۱

* آماره جارک - برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن نشان‌دهنده فرضیه صفر نرمال بودن

است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۱) روند حرکتی متغیرهای تحقیق طی دوره‌ی مورد بررسی پژوهش (۱۹۹۰-۲۰۲۰) ارائه شده است. شاخص ردپای اکولوژیکی، رشد اقتصادی و سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر طی دوره‌ی مورد بررسی یک روند افزایشی (صعودی) داشته‌اند؛ در حالی که درجه بازبودن تجاری و شاخص ریسک سیاسی نسبت به سایر متغیرها از نوسانات بیشتری برخوردار بوده‌اند و به‌طور کلی به‌ترتیب از یک روند صعودی و نزولی (کاهشی) برخوردار بوده‌اند.



نمودار ۱. روند حرکتی متغیرهای تحقیق طی دوره‌ی مورد بررسی پژوهش (۱۹۹۰-۲۰۲۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون ریشه واحد

در جدول (۱) پیوست‌ها، خلاصه نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP و BP با وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای LnGDP و LnEF بر اساس هر سه آزمون در سطح نامانای باشند و پس از یکبار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند. سایر متغیرها نیز بر اساس برخی آزمون‌ها در سطح و بر اساس برخی دیگر از آزمون‌ها در تفاضل، مانا می‌باشند. بنابراین، به دلیل عدم مانایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه (یعنی $I(0)$ و $I(1)$ بودن متغیرها) و با توجه به این که هیچ کدام از متغیرهای مدل مانا از درجه‌ی دو یعنی $I(2)$ نیستند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی وجود و یا فقدان رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده کرد.

آزمون BDS

در ادامه با استفاده از آزمون BDS فرض مستقل بودن متغیرها و ساختار غیرخطی بین آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج به دست آمده در جدول (۲) پیوست‌ها، آماره Z در این آزمون در درجه‌های ۲ تا ۶، سطح احتمال ۰/۰۰۰۰ را اختیار کرده و بنابراین در این ۵ درجه، فرض مستقل بودن متغیرها رد می‌شود که نشان‌دهنده احتمال وجود عدم تقارن و رابطه غیرخطی بین متغیرهاست.

آزمون کرانه‌ها

پیش از برآورد مدل بایستی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها در مدل MATNARDL تأیید شود. بر اساس نتایج جدول (۳) پیوست‌ها، مقدار آماره محاسبه شده در هر دو آزمون t و F از مقادیر بحرانی کرانه بالایی این آزمون‌ها در هر سه سطح احتمال یک، پنج و ده درصد بزرگ‌تر است که این موضوع نشانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل است.

برآورد مدل به روش MATNARDL

در جدول (۴) نتایج برآورد مدل نامتقارن با استفاده از رویکرد MTANARDL نشان داده شده است.^۱ بر اساس برآورد مدل نامتقارن به روش MATNARDL، در کوتاه‌مدت و بلندمدت،

^۱ شایان ذکر است که به منظور بررسی ثبات و استحکام نتایج، برآورد مدل در حالت متقارن با استفاده از رویکرد ARDL و در حالت نامتقارن با استفاده از رویکرد NARDL نیز انجام شده است که این نتایج جهت صرفه‌جویی ارائه

شوکه مثبت شاخص ریسک سیاسی در سطوح کوانتایل اول ($\text{LnPS}^+(\omega_1)$) و کوانتایل دوم ($\text{LnPS}^+(\omega_2)$) اثر مثبت و معنادار و در کوانتایل سوم ($\text{LnPS}^+(\omega_3)$) اثر منفی و معنادار بر ردپای اکولوژیکی داشته است. این در حالیست که در کوتاه مدت و بلندمدت، اثر شوکه منفی شاخص ریسک سیاسی در تمام سطوح کوانتایل بی معناست. از آنجا که کوانتایل های اول، دوم و سوم به ترتیب بیان گر تغییرات در مقیاس های کوچک، متوسط و بزرگ می باشند، می توان گفت که تغییرات مثبت در مقیاس های کوچک و متوسط شاخص ریسک سیاسی به افزایش شاخص ردپای اکولوژیکی منجر خواهد شد؛ در واقع با بهبود ثبات سیاسی در مقیاس های کوچک و متوسط، فعالیت های اقتصادی درون کشور افزایش می یابد و کشور به سمت رشد و توسعه اقتصادی حرکت می کند. این مسئله زمینه ی بهره برداری از منابع و به دنبال آن فشار بر محیط زیست را افزایش خواهد داد. اما می توان انتظار داشت که با تغییرات مثبت به اندازه کافی در شاخص ریسک سیاسی (مقیاس بزرگ)، با وضع قوانین قوی زیست محیطی و پذیرش فناوری های پاک، شاخص ردپای اکولوژیکی در ایران کاهش یابد. همچنین، انتظار می رود که افزایش چشم گیر (بزرگ) ثبات سیاسی سطح ثروت یک کشور را افزایش دهد که به نوبه خود آگاهی مردم از مسائل زیست محیطی را افزایش می دهد. به طور کلی نتایج به دست آمده تأیید کننده اثر نامتقارن شاخص ریسک سیاسی بر ردپای اکولوژیکی و هم سو با نتایج مطالعات تجربی Depren et al. (2023) و Kirikkaleli & Osmanlı (2023) است.

ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (LnGDP)، مثبت و در سطح اطمینان بالایی معنادار است. بر این اساس، کشش بلندمدت ردپای اکولوژیکی نسبت به رشد اقتصادی حدود $1/41$ و کشش کوتاه مدت آن حدود $0/29$ محاسبه شده است. نتیجه به دست آمده

نشده اند. بر اساس نتایج حاصل از برآوردگر ARDL، شاخص ریسک سیاسی اثر مثبت و معناداری بر ردپای اکولوژیکی در کوتاه مدت و بلندمدت داشته است. نتایج برآوردگر NARDL نیز نشان می دهد که تأثیر شوکه های مثبت شاخص ریسک سیاسی بر ردپای اکولوژیکی در کوتاه مدت و بلندمدت، مثبت و معنادار می باشد؛ در حالی که این اثرگذاری برای شوکه های منفی، بی معناست (تأیید آثار نامتقارن). علامت متغیرهای کنترل نیز در هر دو برآوردگر ARDL و NARDL ثابت و مشابه نتایج برآوردگر MATNARDL می باشد که در متن مقاله ارائه شده است.

مطابق انتظارات تئوریک و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس^۱ (EKC) است که نشان می‌دهد افزایش رشد اقتصادی در مراحل ابتدایی توسعه به دلیل عوامل مختلف مانند اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط‌زیست پاک، پایین بودن سطح تکنولوژی تولید، پایین بودن سطح آگاهی‌های زیست‌محیطی مردم و ... منجر به تخریب محیط‌زیست کشور خواهد شد.

ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت درجه بازبودن تجاری (LnTO)، مثبت و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. بر این اساس، کشش بلندمدت ردپای اکولوژیکی نسبت به درجه بازبودن تجاری حدود ۰/۲۱- و کشش کوتاه‌مدت آن حدود ۰/۰۶- محاسبه شده است. تأثیر بازبودن اقتصاد بر کیفیت محیط‌زیست از بعد نظری و تجربی مبهم و نامشخص است. انتقادات در مورد اثرات منفی جهانی شدن بر کیفیت محیط‌زیست اغلب بر «فرضیه پناه‌گاه (لنگر‌گاه) آلودگی»^۲ تکیه دارد که معتقد است تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی که تحت تأثیر جهانی شدن اقتصادی رشد کرده است، بسترهایی را برای انتقال صنایع آلوده‌کننده به مناطقی که قوانین زیست‌محیطی ساده‌تری دارند، فراهم می‌کند و در عمل، این مناطق به پناه‌گاه‌هایی برای آلودگی تبدیل می‌شوند (Aladejare, 2022). در مقابل این فرضیه، «فرضیه هاله آلودگی»^۳ قرار دارد که توسط Birdsall & Wheeler (1993) ارائه شده است. این فرضیه معتقد است که جهانی شدن راهی برای انتقال فناوری بین کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه فراهم و دسترسی کشورهای در حال توسعه را به تکنولوژی کارا و سازگار با محیط‌زیست ممکن می‌کند که این عمل به بهبود کیفیت محیط‌زیست در این کشورها کمک می‌کند (Ahmad et al., 2021). نتیجه این پژوهش از فرضیه دوم حمایت می‌کند و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی (Lotfalipour et al. (2014) و (Esfahani et al. (2022) و در تضاد یا نتایج مطالعات تجربی (Darvishi et al. (2021) و Zaroki et al. (2023) است.

ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی (LnREC)، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار است. بر این اساس، کشش بلندمدت و

1. Environmental Kuznets Curve (EKC)

2. Pollution Haven Hypothesis

3. Pollution Halo Hypothesis

کوتاه‌مدت ردپای اکولوژیکی نسبت به مصرف انرژی تجدیدپذیر حدود ۰/۱۶- محاسبه شده است. نتیجه به دست آمده مطابق انتظار تنوریک است؛ چراکه استفاده و بهره‌برداری از انرژی‌های تجدیدپذیر مزایایی مانند نامحدود بودن، پاک و تمیز بودن، تجدیدپذیر بودن، مقرون به صرفه بودن و در نهایت کاهش تخریب محیط زیست را به همراه دارد.

باتوجه به مقدار ضریب تصحیح خطا (ECT)، اگر مقدار به دست آمده آن بین دو عدد صفر و ۱- باشد، همگرایی نمایی و اگر مقدار آن بین دو عدد ۱- و ۲- باشد، همگرایی سینوسی وجود خواهد داشت. همچنین، اگر مقدار ضریب تصحیح خطا کوچک‌تر از ۲- باشد، واگرایی سینوسی و اگر مقدار به دست آمده بزرگ‌تر از صفر باشد، واگرایی نمایی وجود دارد. بر این اساس، مقدار ECT حدود ۱/۲۴- محاسبه شده است که حاکی از وجود همگرایی سینوسی در مدل است.

آزمون‌های تقارن و آسیب‌شناسی

نتایج آزمون‌های والد در قسمت چپ جدول (۴) که برای بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت شوک‌های ثبات ریسک استفاده می‌شود (W_{SR} و W_{LR})، حاکی از آنست که فرضیه صفر برابری شوک‌های مثبت و منفی ثبات سیاسی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در مدل MATNARDL، رد و رابطه نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت نتیجه‌گیری می‌شود. بر اساس آزمون‌های تشخیصی نیز، مدل از لحاظ فروض کلاسیک با مشکلی روبه‌رو نیست و فرضیه‌های صفر مبنی بر واریانس هم‌سانی، عدم وجود خودهمبستگی سریالی، توزیع نرمال و وجود فرم تبعی مناسب رد نمی‌شود و بر این اساس، اعتبار نتایج به دست آمده تأیید می‌شود. نتایج آزمون ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMQ نیز نشان‌دهنده پایداری و استحکام مدل در بلندمدت است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل به روش MATNARDL

متغیر		ضریب	prob.	آزمون‌های تقارن و آسیب‌شناسی	
ضرایب بلندمدت				نام آزمون	مقدار آماره
prob.					
	LnGDP	۱/۴۱۴***	۰/۰۰۰	Adjusted R ²	۰/۹۸۲
	LnTO	-۰/۲۰۹***	۰/۰۰۰	نرمالتی	۰/۵۹۷
	LnREC	-۰/۱۵۵***	۰/۰۰۰	خودهمبستگی	۱/۵۲۵
	LnPS ⁺ (ω ₁)	۰/۷۸۸***	۰/۰۰۰	واریانس ناهمسانی	۱/۲۳۲
	LnPS ⁺ (ω ₂)	۰/۴۱۹**	۰/۰۱۱	فرم تبعی مناسب	۱/۰۹۶
	LnPS ⁺ (ω ₃)	-۰/۳۰۵***	۰/۰۰۰	W _{LR}	۸/۸۱۸***
	LnPS ⁻ (ω ₁)	-۰/۱۵۱	۰/۲۹۵	W _{SR}	۸/۴۴۵***
S	LnPS ⁻ (ω ₂)	-۰/۰۴۴	۰/۶۸۸	CUSUM	
S	LnPS ⁻ (ω ₃)	-۰/۰۵۹	۰/۱۹۲	CUSUMSQ	
ضرایب کوتاه‌مدت					
	ECT	-۱/۲۳۵***	۰/۰۰۰		
	ΔLnGDP	۰/۲۹۲***	۰/۰۰۰		
	ΔLnTO	-۰/۰۶۴**	۰/۰۴۱		
	ΔLnREC	-۰/۱۶۱***	۰/۰۰۰		
	ΔLnPS ⁺ (ω ₁)	۰/۸۰۱***	۰/۰۰۰		
	ΔLnPS ⁺ (ω ₂)	۰/۲۸۹**	۰/۰۳۷		
	ΔLnPS ⁺ (ω ₃)	-۰/۳۶۶***	۰/۰۰۰		
	ΔLnPS ⁻ (ω ₂)	-۰/۱۵۵	۰/۳۸۶		
	ΔLnPS ⁻ (ω ₂)	-۰/۰۱۹	۰/۹۲۲		
	ΔLnPS ⁻ (ω ₃)	-۰/۰۶۲	۰/۱۶۹		
	Constant	-۸/۰۰۵***	۰/۰۰۰		

* علامت *، ** و *** به ترتیب نشانگر معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. همچنین، حرف لاتین S

نشان‌دهنده ثبات ساختاری است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر نامتقارن و غیرخطی شاخص ریسک ثبات سیاسی ICRG بر شاخص ردپای اکولوژیکی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ بوده است. به این منظور از

رویکرد NARDL نامتقارن چند آستانه‌ای (MTANARDL) استفاده شده است. نتایج برآوردگر MATNARDL حاکی از آنست که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های مثبت شاخص ریسک سیاسی در دو مقیاس کوچک (کوانتایل کمتر از آستانه τ_{30}) و متوسط (کوانتایل بین آستانه‌های τ_{30} و τ_{70})، اثر مثبت و معناداری بر ردپای اکولوژیکی داشته‌اند؛ در حالی که این شوک‌ها در مقیاس بزرگ (کوانتایل بیشتر از آستانه τ_{70}) اثر منفی بر ردپای اکولوژیکی دارد. علاوه بر این، شوک‌های منفی شاخص ریسک سیاسی در هر سه مقیاس کوچک، متوسط و بزرگ، اثر معناداری بر ردپای اکولوژیکی در کوتاه‌مدت و بلندمدت ندارد. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنادار و درجه بازبودن تجاری و مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر اثر منفی و معنادار بر ردپای اکولوژیکی در ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت داشته است. بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان گفت که افزایش ثبات سیاسی در کشور به تخریب بیشتر محیط‌زیست و افزایش شاخص ردپای اکولوژیکی می‌انجامد. البته این نتیجه به آن معنا نیست که کاهش در ثبات سیاسی به بهبود کیفیت محیط‌زیست در کشور منجر می‌شود؛ بلکه به آن معناست که با افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از بهبود ثبات سیاسی به عملکرد زیست‌محیطی در کشور توجه کافی نمی‌شود. اما بر اساس این نتایج می‌توان انتظار داشت که به هنگام افزایش ثبات سیاسی در مقیاس بزرگ، عملکرد زیست‌محیطی بهبود یابد. این یافته‌ها اهمیت تمرکز و تلاش جدی برای اصلاح نهادهای سیاسی در کشور را به منظور ارتقای ثبات سیاسی با در نظر گرفتن و اعمال قوانین زیست‌محیطی سخت که منجر به کاهش تخریب محیط زیست شود را گوشزد می‌کند. بر این اساس می‌توان انتظار داشت که طبق نتایج این تحقیق در یک فرآیند برنامه‌ریزی شده و افزایش چشم‌گیر ثبات سیاسی، شاهد کاهش ردپای اکولوژیکی در کشور باشیم.

یافته‌های برآوردگر MATNARDL نشان می‌دهد که افزایش ثبات سیاسی کشور در مقیاس‌های کوچک و متوسط (مراحل اولیه و میانی) به تخریب بیشتر محیط‌زیست می‌شود؛ بنابراین لازم است که در مراحل اولیه و میانی افزایش ثبات سیاسی، این افزایش با در نظر گرفتن و اعمال قوانین زیست‌محیطی سخت که منجر به کاهش تخریب محیط‌زیست شود، انجام گردد. بر این اساس باید

تلاش شود تا افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از بهبود ثبات سیاسی که مستلزم استفاده از انرژی بیشتر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید است، با ایجاد و تقویت انرژی‌های پاک، تجدیدنظر در صدور مجوزهای زیست‌محیطی، افزایش آگاهی درباره پیامدهای زیست‌محیطی بهره‌برداری بیش از حد منابع و اجرای دقیق و شفاف مقررات توسط نهادهای ذی‌صلاح برای کنترل فعالیت‌های غیرقانونی صورت بگیرد. براین اساس می‌توان انتظار داشت که طبق نتایج این تحقیق، در یک فرایند برنامه‌ریزی شده و تلاش جدی برای اصلاح نهادهای سیاسی و حاکمیت قانون و نظم با افزایش چشمگیر (بزرگ) در ثبات سیاسی (در مرحله انتهایی و یک افق بلندمدت)، ردپای اکولوژیکی در کشور کاهش یابد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

نویسندگان از داوران محترم مقاله که با پیشنهادات ارزشمند خود بر غنای آن افزودند، تشکر می‌کنند.

ORCID

Abolghasem Golkhandan  <http://orcid.org/0000-0001-6332-9215>

References

- Adebayo, T.S. (2022). Renewable energy consumption and environmental sustainability in Canada: does political stability make a difference? *Environmental Science and Pollution*, 2(4): 2027–2038.
- Adebayo, T.S., Akadiri, S.S., Uhunamure, S.E., Altuntas, M. & Shale, K. (2022a). Does political stability contribute to environmental sustainability? Evidence from the most politically stable economies. *Heliyon*, 8(12). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e12479>
- Adebayo, T.S., Akadiri, S.S., Akanni E.O., Sadiq-Bamgbopa, Y. (2022b). Does political risk drive environmental degradation in BRICS countries? Evidence from method of moments quantile regression. *Environmental Science and Pollution*, 29(21): 32287-32297

- Ahmad, M., Jabeen, G. & Wu, Y. (2021). Heterogeneity of pollution haven/halo hypothesis and environmental Kuznets curve hypothesis across development levels of Chinese provinces. *Journal of Cleaner Production*. 285. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124898>
- Akadiri, S.S., Rjoub, H., Adebayo, T.S., Oladipupo, S.D., Sharif, A., Adeshola, I. (2021). The role of economic complexity in the environmental Kuznets curve of MINT economies: evidence from method of moments quantile regression. *Environmental Science and Pollution*. 1(5): 468-479.
- 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>
- Al-Mulali, U., Thang, C.F. & Ozturk, I. (2015). Estimating the environmental Kuznets curve hypothesis: Evidence from Latin America and the Caribbean countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 50: 918-924.
- Arabmazar Yazdi, A., Ghasemi, A. & Rashidikia, M.(2017). Effects of corruption and political instability on environmental performance; a case study of selected countries in the Middle East. *Environmental Researches*, 8(15): 77-86. [in Persian]
- Ayad, H., Sari-Hassoun, S.E., Usman, M. & Ahmad, P. (2023). The impact of economic uncertainty, economic growth and energy consumption on environmental degradation in MENA countries: Fresh insights from multiple thresholds NARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 1806-1824. DOI: 10.1007/s11356-022-22256-w
- Bhutto, N.A. & Chang, B.H. (2019). The effect of the global financial crisis on the asymmetric relationship between exchange rate and stock prices. *High Frequency*, 2(3-4): 175–183. doi:10.1002/hf2.10033
- Birdsall, N. & Wheeler, D. (1993). Trade policy and industrial pollution in Latin America: where are the pollution havens? *The Journal of Environment and Development*, 2(1): 137-149.
- Chang, B.H., Derindag O.F., Hacievliyagil, N. & Mehmet Canakci, M. (2022). Exchange rate response to economic policy uncertainty:

evidence beyond asymmetry. *Humanities and Social Sciences Communications*, 9(1): 358. doi: 10.1057/s41599-022-01372-5

- Darvishi, B., Moridian, A., Motalebi, M. & Havasbeigi, F. (2021). Globalization, energy consumption, and environmental degradation in Iran: empirical evidence from the Maki cointegration test. *The Economic Research*, 21(2): 59-82. [in Persian]
- Depren1, S.K., Kartal, M.T., Kirikkaleli, D. & Depren, O. (2023). Effect of political stability on environmental quality: long run and asymmetric evidence from Iceland by non-linear approaches, *Air Quality, Atmosphere & Health*, <https://doi.org/10.1007/s11869-023-01351-y>
- Esfahani, A., Ghobadi, S. & Azarbaiejani, K. (2022). Dynamic effect of renewable and non-renewable energy consumption on ecological footprint in selected developing countries (generalized method of moments approach). *Program and Development Research*, 3(1): 93-119. doi: 10.22034/pbr.2022.327509.1199 [In Persian]
- Fang, Z., Wang, T. & Yang, C. (2024). Nexus among natural resources, environmental sustainability, and political risk: Testing the load capacity factor curve hypothesis. *Resources Policy*, 90. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104791>
- Hashmi, S.M., Bhowmik, R., Inglesi-Lotz, R., Syed, Q.R. (2021). Investigating the Environmental Kuznets Curve hypothesis amidst geopolitical risk: global evidence using bootstrap ARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*. 29(16): 24049-24062. doi: 10.1007/s11356-021-17488-1
- Kirikkaleli, D. & Adebayo, T.S. (2022). Political risk and environmental quality in Brazil: role of green finance and green innovation. *International Journal of Finance & Economics*. 5(9). <https://doi.org/10.1002/ijfe.2732>
- Kirikkaleli, D. & Osmanlı, A. (2023). The impact of political stability on environmental quality in the long run: the case of Turkey. *Sustainability*, 15, 9056. <https://doi.org/10.3390/su15119056>
- Kirikkaleli, D., Shah, M.I., Adebayo, T.S & Altuntaş, M. (2022). Does political risk spur environmental issues in China? *Environmental Science and Pollution Research*, 29(41): 62637-62647

- Lotfalipour, M.R., Falahi, M. & Esmaeilpour Moghaddam, H. (2014). The impact of economic growth, trade and financial development on the environmental quality in Iran (on the asis of complex index). *Economic Growth and Development Research*, 4(15): 76-61. [in Persian]
- Li, Y. & Guo, J. (2022). The asymmetric impacts of oil price and shocks on inflation in BRICS: a multiple threshold nonlinear ARDL model, *Applied Economics*, 54(12): 1377-1395. DOI: 10.1080/00036846.2021.1976386
- Mahmood, H. & Alanzi, A.A. (2020). Rule of law and environment nexus in Saudi Arabia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(5): 7-12. <https://doi.org/10.32479/ijeep.9349>
- Oladipupo, S.D., Adeshola, I., Rjoub, H., Adebayo, T.S. (2021). Wavelet analysis of impact of renewable energy consumption and technological innovation on CO₂ emissions: evidence from Portugal. *Environmental Science and Pollution Research*. DOI: 10.1007/s11356-021-17708-8
- Pal, D. & Mitra, S.K.. (2015). Asymmetric impact of crude price on oil product pricing in the United States: an application of Multiple Threshold Nonlinear Autoregressive Distributed lag model. *Economic Modelling*, 51: 436-443. doi:10.1016/j.econmod.2015.08.026
- Pal, D. & Mitra, S.K. (2016). Asymmetric oil product pricing in India: evidence from a Multiple Threshold Nonlinear ARDL model. *Economic Modelling*, 59: 314-328. doi:10.1016/j.econmod.2016.08.003
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(20): 289-326. doi:10.1002/jae.616
- Purcel, A.A. (2019). Does political stability hinder pollution? Evidence from developing states. *Economic Research*. 9(2): 75-98.
- Romuald, K.S. (2011). Democratic institutions and environmental quality: effects and transmission channels. *SSRN Electronic Journal*. 10.2139/ssrn.2714300.
- Sohail, M.T., Majeed, M.T., Shaikh, P.A., Andlib, Z. (2022). Environmental costs of political instability in Pakistan: policy options

for clean energy consumption and environment. *Environmental Science and Pollution Research*. 7(3): 1037-1051.

- Su, Z-W., Umar, M., Kirikkaleli, D. & Adebayo, T.S (2021). Role of political risk to achieve carbon neutrality: Evidence from Brazil. *Journal of Environmental Management*, 298: 113463. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.11346>
- Uche, E., Chang, B.H. & Effiom, L. (2022a). Household consumption and exchange rate extreme dynamics: Multiple asymmetric threshold non linear autoregressive distributed lag model perspective. *International Journal of Finance & Economics*, <https://doi.org/10.1002/ijfe.2601>
- Uche, E. & Effiom, L. (2021). Financial development and environmental sustainability in Nigeria: fresh insights from multiple threshold nonlinear ARDL model. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(29): 39524-39539. doi: 10.1007/s11356-021-12843-8
- Vu, T.V. & Huang, D.C. (2020). Economic development, globalization, political risk, and CO2 emission: the case of Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(12), 21-31.
- Zabihi, S.M.G., Akbari, F. & Salehnia, N. (2023). Investigating the role of economic, financial, and political risks on carbon emissions in Iran: Quantile-on-Quantile Regression (QQR) Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(96): 7-52. doi: 10.22054/ijer.2023.75870.1219 [in Persian]
- Zhang, W. & Chiu, Y.B. (2020). Do country risks influence carbon dioxide emissions? A non-linear perspective. *Energy*, 206(1). <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.118048>
- Zaroki, S., Yousefi Barfurushi, A. & Fathollahzadeh, A. (2023). The comprehensive analysis of the impact of globalization on environmental pollution in Iran with an emphasis on triple dimensions and coal Components. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 19(4): 1-41. doi: 10.22055/jqe.2021.33177.2239 [in Persian]

پیوست‌ها

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP و BP

درجه مانایی	آزمون BP			آزمون PP		آزمون ADF		متغیر
	Prob.	سال شکست	آماره	Prob.	آماره	Prob.	آماره	
I(1)	۰/۹۰۹	۲۰۰۰	-۳/۰۰۸	۰/۹۹۸	۰/۳۶۶	۰/۹۷۲	-۰/۵۹۴	LnEF
I(0)	<۰/۰۱	۱۹۹۴	-۷/۴۸۴***	۰/۰۰۰	-۱۱/۸۰۷***	۰/۰۰۰	-۶/۳۴۹***	$\Delta(\text{LnEF})$
I(1)	-	-	-	-	-	۰/۰۰۱	-۵/۰۹۵***	$\Delta(\text{LnPS})$
I(0)	<۰/۰۱	۱۹۹۸	-۵/۸۰۲***	۰/۰۰۳	-۴/۷۷۹***	۰/۳۵۹	-۲/۴۲۵	LnPS
I(1)	-	-	-	-	-	۰/۰۰۰	-۵/۷۷۵***	$\Delta(\text{LnPS}^+)$
I(0)	<۰/۰۱	۱۹۹۸	-۸/۳۴۵***	۰/۰۰۰	-۵/۴۹۳***	۰/۴۴۵	-۲/۲۵۲	LnPS ⁺
I(1)	-	-	-	-	-	۰/۰۰۰	-۵/۷۷۵***	$\Delta(\text{LnPS}^+)$
I(0)	<۰/۰۱	۲۰۰۹	-۵/۹۷۹***	۰/۲۸۴	-۲/۵۹۶	۰/۰۳۲	-۳/۸۰۷**	LnPS ⁻
I(1)	-	-	-	۰/۰۱۹	-۴/۰۰۹**	-	-	$\Delta(\text{LnPS}^-)$
I(1)	۰/۱۵۴	۲۰۱۷	-۴/۴۳۶	۰/۹۳۶	-۰/۹۵۳	۰/۹۳۶	-۰/۹۵۳	LnGDP
I(0)	<۰/۰۱	۲۰۰۷	-۵/۵۹۱***	۰/۰۰۳	-۴/۸۷۷***	۰/۰۰۳	-۴/۸۷۷***	$\Delta(\text{LnGDP})$
I(0)	<۰/۰۱	۲۰۱۴	-۵/۵۹۹***	۰/۳۸۵	-۲/۳۷۴	۰/۴۵۹	-۲/۲۲۵	LnTO
I(1)	-	-	-	۰/۰۰۲	-۴/۹۰۲***	۰/۰۰۲	-۴/۹۱۳***	$\Delta(\text{LnTO})$
I(0)	<۰/۰۱	۱۹۹۹	-۵/۶۶۹***	۰/۵۵۷	-۲/۰۳۹	۰/۵۵۷	-۲/۰۳۹	LnREC
I(1)	-	-	-	۰/۰۰۰	-۶/۴۵۴***	۰/۰۰۰	-۶/۵۶۶***	$\Delta(\text{LnREC})$

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون ADF و BP توسط معیار شوارتز با حداکثر طول ۷ وقفه، انتخاب نقطه شکست بر اساس حداقل سازی آماره t دیکی فولر (DF) و روش برآورد طیفی در آزمون PP، بارتلت کرنل و پهنای باند آن نوی-وست انتخاب شده است. علامت Δ ، به تفاضل و علائم **، *** و * نیز به ترتیب به معنای در سطوح ۱،

۵ و ۱۰ اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون BDS

درجه ^۱	آماره BDS	انحراف معیار	آماره Z	Prob.
۲	۰/۱۱۹۷***	۰/۰۱۹۶	۶/۱۰۳۹	۰/۰۰۰۰
۳	۰/۱۸۳۳***	۰/۰۳۲۱	۵/۷۲۰۹	۰/۰۰۰۰
۴	۰/۲۰۰۹***	۰/۰۳۹۲	۵/۱۱۷۵	۰/۰۰۰۰
۵	۰/۲۳۲۹***	۰/۰۴۲۱	۵/۵۲۸۸	۰/۰۰۰۰
۶	۰/۲۳۹۳***	۰/۰۴۱۹	۵/۷۱۳۱	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

نام آزمون	مقدار آماره آزمون	کرانه پایین I(0)						کرانه بالا I(1)	
		مقادیر بحرانی پسران و همکاران (۲۰۰۱)						۱٪	۵٪
		۱٪	۵٪	۱٪	۵٪	۱٪	۵٪	۱٪	۵٪
آزمون کرانه‌های t رگرساند	-۶/۲۶۸***	-۲/۵۷	-۲/۸۶	-۳/۴۳	-۴/۵۶	-۴/۸۸	-۵/۵۴		
آزمون کلی کرانه‌های F	۶/۶۳۲***	۱/۸۸	۲/۶۵	۳/۷۴	۲/۹۹	۳/۳۰	۳/۹۷		

* علامت *** معناداری در سطح ادرصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

^۱. Dimension