نقش رانت نفت در زمینه اثرگذاری سیاست‌های سبز بر سلامت محیط‌زیست در ایران

چکیده

رانت نفت می‌تواند از طریق سرمایه‌گذاری در فناوری‌های سبز و انرژی پاک به افزایش کیفیت و پایداری محیط‌زیست کمک کند. در مقابل، ممکن است که وابستگی به منابع نفتی با تضعیف کیفیت نهادی و حکمرانی خوب، اثر مطلوب فناوری‌های سبز و انرژی پاک را بر کیفیت محیط‌زیست کاهش دهد. بر این اساس در پژوهش حاضر به بررسی اثر اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز (شامل فناوری‌های سبز و انرژی پاک)، رانت نفت و اثر تعاملی این دو متغیر بر ضریب ظرفیت بار محیط‌زیست در ایران که با تقسیم ظرفیت زیستی اکوسیستم (سمت عرضه) بر ردپای اکولوژیکی (سمت تقاضا) محاسبه می‌شود، طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۹۰ پرداخته شده است. به این منظور از رویکرد نوین خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی فوریه (F-ARDL) مبتنی‌بر بازنمونه‌گیری استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر بلندمدت اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز و رانت نفت بر ضریب ظرفیت بار، مطابق انتظار به‌ترتیب مثبت و منفی است. اثر تعاملی اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز و رانت نفت بر ضریب ظرفیت بار، منفی است که نشان می‌دهد رانت نفت منجر به تضعیف اثر مطلوب فناوری‌های سبز و انرژی پاک بر کیفیت محیط‌زیست می‌شود و فرضیه نفرین منابع طی دوره مورد بررسی را تأیید می‌کند. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی و شهرنشینی، اثر منفی و معنی‌دار بر ضریب ظرفیت بار داشته‌اند و فرضیه هاله آلودگی نیز تأیید می‌شود. بر این اساس تدوین و اعمال سیاست‌های لازم در جهت کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و اختصاص بخشی از درآمدهای حاصل از فروش نفت به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مناسب و سازگار با محیط‌زیست از طریق ایجاد صندوق‌های سبز، پیشنهاد می‌شود.

کلیدواژه‌ها: رانت نفت، فناوری‌های سبز، انرژی پاک، ضریب ظرفیت بار، اثر تعاملی، ARDL فوریه، ایران.

The Role of Oil Rent in the Impact of Green Policies on Environmental Health in Iran

Abstract

Oil rents can contribute to improving environmental quality and sustainability through investment in green technologies and clean energy. Conversely, dependence on oil resources may weaken the positive impact of green technologies and clean energy on environmental quality by undermining institutional quality and good governance. Accordingly, this study investigates the effects of green management measures and policies (including green technologies and clean energy), oil rent, and their interaction on the Environmental Load Capacity Factor (LCF) in Iran, calculated as the ratio of ecosystem biocapacity (supply side) to ecological footprint (demand side), over the period 1990–2022. To this end, a novel Fourier bootstrap ARDL (F-ARDL) approach is employed. The results indicate that the long-run effects of green management measures and policies and oil rent on LCF are positive and negative, respectively, as expected. The interaction effect between green management measures and policies and oil rent on LCF is negative, suggesting that oil rent weakens the beneficial impact of green technologies and clean energy on environmental quality and thereby supports the resource curse hypothesis over the study period. Furthermore, economic growth and urbanization exert a negative and statistically significant effect on LCF, confirming the pollution halo hypothesis. Accordingly, it is recommended that appropriate policies be formulated and implemented to reduce dependence on oil revenues and allocate a portion of oil revenues to investment in suitable and environmentally friendly technologies through the establishment of green funds.

Keywords: Oil Rent, Green Technologies, Clean Energy, Load Capacity Factor, Interaction Effect, Fourier ARDL, Iran.

مقدمه

رانت نفت که به تفاضل ارزش تولید نفت به قیمت‌های جهانی از کل هزینه‌های تولید آن اشاره دارد (گل‌خندان، ۱۴۰۳الف)، می‌تواند بر توسعه اقتصادی و محیط‌زیست یک کشور تأثیر بگذارد (لقمان[1]، ۲۰۲۴). این رانت سهم مهمی از درآمد و ثروت را در کشورهای صادرکننده نفت تشکیل می‌دهد و از نظر تاریخی باعث رشد و توسعه اقتصادی این کشورها شده؛ اما به‌طور قابل‌توجهی در تخریب محیط‌زیست نیز نقش داشته است (کاهیا و عمری[2]، ۲۰۲۴). اگرچه اتکا به رانت‌های نفتی از نظر تاریخی به تخریب محیط‌زیست کمک کرده است، اما این رانت‌های نفتی می‌توانند به‌صورت استراتژیک برای ایجاد «اثر تکنیک»[3] مورد استفاده قرار گیرند که در آن درآمدها به‌سمت سرمایه‌گذاری در توسعه و تولید فناوری‌های کارآمد از نظر انرژی و پایدار از نظر محیط‌زیستی هدایت می‌شوند (محمود و ثاقب[4]، ۲۰۲۲).

پژوهش‌های تجربی به‌طور گسترده‌ای رابطه بین رانت‌های نفتی (منابع طبیعی) و کیفیت محیط‌زیست را بررسی و یک رابطه پیچیده و چندوجهی را آشکار کرده‌اند (مانند: بیلگلی و همکاران[5]، ۲۰۲۳؛ زامبرانو-مونسراته و اورمنو-کاندلاریو[6]، ۲۰۲۳؛ اردوغان[7]، ۲۰۲۴؛ یا و همکاران[8]، ۲۰۲۴؛ دو و همکاران[9]، ۲۰۲۴؛ شی و همکاران[10]، ۲۰۲۴؛ گل‌خندان و جهانگیری، ۱۴۰۴ و گل‌خندان، ۱۴۰۴الف). گروهی از این پژوهشات نشان داده‌اند که رانت‌های نفتی تأثیر مخرب عمده‌ای بر کیفیت محیط‌زیست دارند که عمدتاً به‌دلیل تخریب محیط‌زیست مرتبط با استخراج و تولید نفت است. این مطالعات دریافته‌اند که کشورهایی با رانت‌های نفتی بالا، تمایل به افزایش انتشار CO_2 دارند که این امر، ارتباط بین ثروت نفتی و سطح آلودگی بالاتر را برجسته می‌کند. این همبستگی اغلب با نظارت و قوانین محیط‌زیستی ضعیف‌تر در اقتصادهای وابسته به نفت، تشدید می‌شود و منجر به انتشار گازهای صنعتی کنترل‌نشده و تخریب زیستگاه‌ها می‌شود. با این حال، برخی از مطالعات فوق، نتایج مثبت بالقوه‌ای را از تأثیر رانت نفت بر کیفیت محیط‌زیست نشان می‌دهند. مدیریت مؤثر و سرمایه‌گذاری استراتژیک رانت‌های نفتی می‌تواند اثرات منفی محیط‌زیستی را کاهش دهد. این مطالعات تأکید می‌کنند که وقتی درآمدهای نفتی به سمت توسعه فناوری‌های کارآمد از نظر انرژی و زیرساخت‌های انرژی تجدیدپذیر هدایت می‌شوند، می‌توانند انتشار گازهای گلخانه‌ای را به میزان قابل‌توجهی کاهش دهند. این اثر تکنیکی که در آن از رانت‌های نفتی برای تأمین مالی فناوری‌های پاک‌تر استفاده می‌شود، به‌ویژه در کشورهایی با حاکمیت قوی و سیاست‌های محیط‌زیستی روشن، مشهود است. علاوه بر این، تنوع‌بخشی به اقتصادها و کاهش وابستگی شدید به درآمدهای نفتی می‌تواند منجر به نتایج محیط‌زیستی بهتری شود. در این راستا، امری[11] (۲۰۱۸) نشان می‌دهد کشورهایی که رانت‌های نفتی را در بخش‌های دیگر مانند فناوری، کشاورزی و گردشگری سرمایه‌گذاری می‌کنند، اغلب شاهد بهبود کیفیت محیط‌زیست هستند؛ زیرا این بخش‌ها عموماً در مقایسه با تأثیر استخراج و تولید نفت، تأثیر محیط‌زیستی کمتری دارند. نقش چارچوب‌های سیاستی قوی در این زمینه

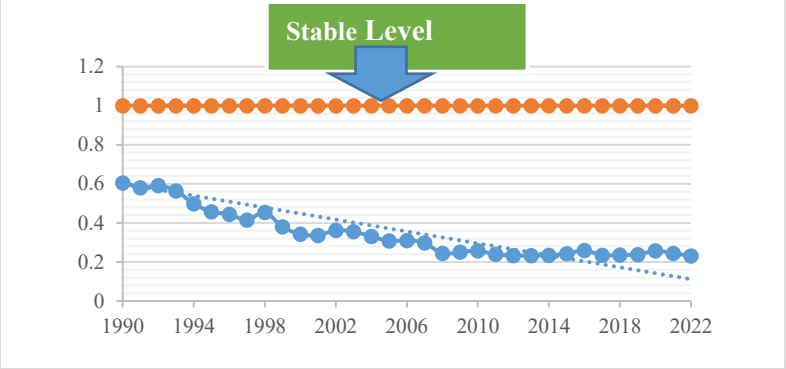
[1] Luqman
[2] Kahia & Omri
[3] Technique Effect
[4] Mahmood & Saqib
[5] Bilgili et al.
[6] Zambrano-Monserrate & Ormeño-Candelario
[7] Erdoghan
[8] Ya et al.
[9] Du et al.
[10] Shi et al.
[11] Amri

نیز بسیار مهم است. بر این اساس، باتاچاریا و هودلر[1] (۲۰۱۴) تأکید می‌کنند که کشورهای برخوردار از چارچوب‌های نهادی قوی، در استفاده از رانت‌های نفتی برای ابتکارات توسعه پایدار، موفق‌تر هستند و به اهمیت حکمرانی خوب در رابطه بین رانت‌های نفتی و کیفیت محیط‌زیست اشاره می‌کنند.

هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز (شامل فناوری‌های سبز و انرژی پاک)، رانت نفت و اثر تعاملی این دو متغیر بر ضریب ظرفیت بار[2] (LCF) محیط‌زیستی در ایران طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۹۰ است. LCF با تقسیم ظرفیت زیستی اکوسیستم (BIO) در سمت عرضه طبیعت بر ردپای اکولوژیکی (EF) در سمت تقاضا برای دارایی‌های اکولوژیکی محاسبه می‌شود (گل‌خندان، ۱۴۰۳ب و ج). این رابطه به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\text{LCF} = \frac{\text{BIO}\left(\text{ظرفیت بیولوژیکی (سرانه)}\right)}{\text{EF}\left(\text{ردپای اکولوژیکی (سرانه)}\right)} \left(\text{ضریب ظرفیت بار (سرانه)}\right)$$

اگر LCF بزرگ‌تر از عدد ۱ باشد (BIO>EF)، مازاد اکولوژیکی وجود دارد و شرایط محیطی و منابع طبیعی موجود برای رفع نیازهای انسان کافی است؛ اما اگر LCF کوچک‌تر از عدد ۱ باشد (BIO<EF)، نشان‌گر کسری اکولوژیکی است و عادات مصرفی جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. بدیهی است که اگر ظرفیت زیست‌محیطی با ردپای اکولوژیکی برابر باشد (BIO=EF)، عرضه و تقاضای اکوسیستم، مساوی و تعادل اکولوژیکی وجود دارد. این حالت نشان‌دهنده حد پایداری است و در آن مقدار LCF مساوی عدد ۱ است (پاتا[3]، ۲۰۲۱). نمودار (۱) روند حرکتی شاخص پایداری زیست‌محیطی LCF را در ایران طی دوره‌ی زمانی مورد بررسی (۲۰۲۲-۱۹۹۰) نشان می‌دهد. بر این اساس و به‌طور کلی، LCF یک روند نزولی داشته است و مقدار آن همواره کوچک‌تر از سطح آستانه پایداری (عدد یک) بوده است. این موضوع حاکی از آنست که تخریب محیط‌زیست در ایران به سطوح ناپایدار خود رسیده و این ناپایداری در حال افزایش است. مقدار LCF که در سال ۱۹۹۰، حدود ۰/۶ بوده است، در سال ۲۰۲۲ به مقدار ۰/۲۳۱ کاهش یافته است که نشان می‌دهد عرضه موجود منابع طبیعی در ایران برای حفظ الگوهای تولید و مصرف فعلی کافی نیست.



نمودار (۱) روند حرکتی شاخص پایداری زیست‌محیطی LCF در ایران (۲۰۲۲-۱۹۹۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از داده‌های شبکه ردپای جهانی[4] (۲۰۲۳)

وابستگی اقتصاد ایران به رانت منابع نفتی و توجه به این نکته که وضعیت کیفیت محیط‌زیست در ایران به سطوح ناپایداری رسیده است، بررسی تأثیر رانت منابع نفتی را بر کیفیت محیط‌زیست در ایران از کانال‌های مختلف مهم جلوه می‌دهد. اگرچه ارتباط بین رانت (قیمت) نفت (منابع طبیعی) و کیفیت محیط‌زیست در ایران در چندین مطالعه تجربی شده است (محتشمی و همکاران، ۱۳۹۴؛ گل‌خندان، ۱۴۰۴الف و ب)، اما این مطالعات عمدتاً بر تأثیر مستقیم محیط‌زیستی رانت‌های نفتی متمرکز بوده‌اند. با این حال، تأثیر غیرمستقیم محیط‌زیستی رانت‌های نفتی، مانند نوآوری‌های تکنولوژیکی، نوآوری‌های محیط‌زیستی و انرژی سبز در مورد

[1] Bhattacharyya & Hodler
[2] Load Capacity Factor (LCF)
[3] Pata
[4] Global Footprint Network (GFN)

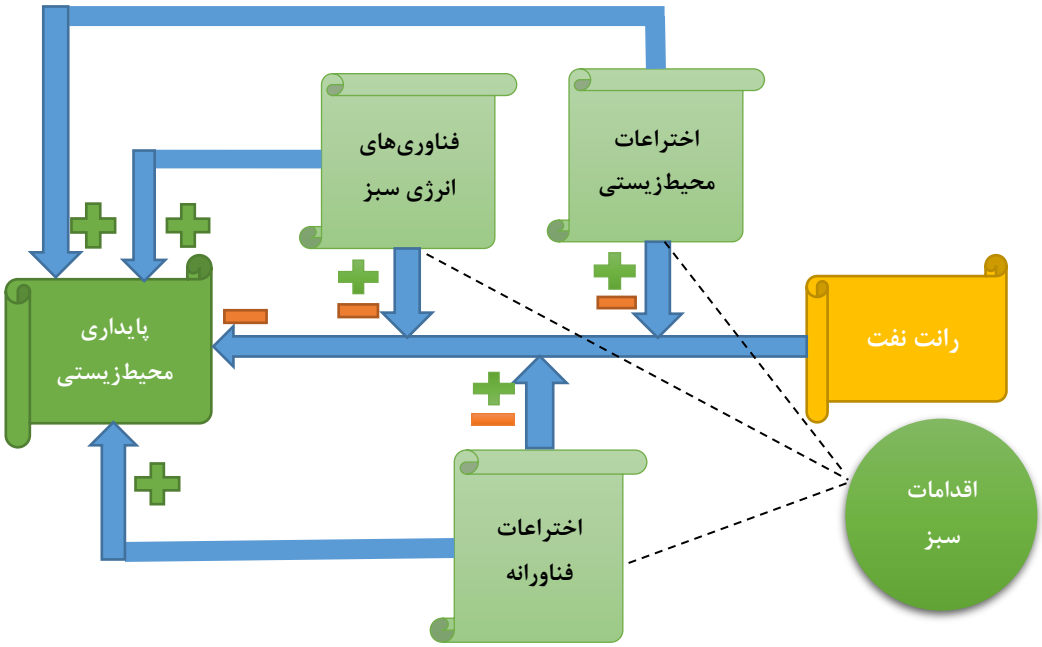
ایران، مورد مطالعه قرار نگرفته اســت. این درحالیســت که ارزیابی تأثیرات تعدیل‌کننده رانت‌های نفتی بر پایداری محیط‌زیســت از طریق این عوامل واسـطه از اهمیت بالایی برخوردار اسـت. بر این اسـاس، مطالعه حاضـر حداقل از دو جنبه مهم با مطالعات گذشـته متفاوت است. **نخست**، این پژوهش برای نخستین‌بار به بررسی تأثیرات تعدیل‌کننده رانت نفت بر پایداری محیط‌زیست در ایران از طریق مسیرهای فناوری‌های سبز و انرژی پاک می‌پردازد. **دوم**، در این مطالعه برای غلبه بر محدودیت‌های برآوردگرهای پیشین از رویکرد نوین خودرگرسـیون با وقفه‌های توزیعی فوریه[1] (F-ARDL) اسـتفاده اسـت. با اسـتفاده از توابع فوریه در روش ARDL، می‌توان بسیاری از شکست‌های ساختاری هموار را با شکل، زمان و تعداد مجهول در نظر گرفت. استفاده از این رویکرد جدید در زمینه موضـوع پژوهش، منحصـر به فرد می‌باشـد و از این بعد در قیاس با مطالعات خارجی انجام‌شـده مانند کاهیا و عمری (۲۰۲۴) دارای نوآوری است.

این مطالعه بر اساس سه فرضیه «**نفرین منابع**»[2]، «**نظریه گذار پایداری**»[3] و «**فرضیه پورتر**»[4] استوار است. فرضیه نفرین منابع نشـان می‌دهد که کشـورهای غنی از منابع طبیعی مانند نفت، اغلب به‌دلیل مشـکلات حکمرانی و وابسـتگی بیش از حد اقتصـادی به صـنایع اسـتخراجی، از پیامدهای اقتصـادی نامطلوب و تخریب محیط‌زیسـت رنج می‌برند (سـان و همکاران[5]، ۲۰۲۱). به گفته بکون و همکاران[6] (۲۰۲۱)، ملت‌های غنی از منابع می‌توانند با مدیریت مسـئولانه منابع طبیعی خود بر فرضـیه نفرین منابع غلبه کنند تا سـهم خود را در رفاه و توسـعه پایدار تضـمین کنند. طبق نظریه گذار پایداری، دسـت‌یابی به توسـعه پایدار و کیفیت محیط‌زیسـت (EQ) بهتر مسـتلزم تغییرات سـیسـتماتیک در اقتصـاد، جامعه و فناوری اسـت. این نظریه، افراد و ذینفعان را در فرآیند گذار درگیر می‌کند؛ ایجاد راه‌حل‌های جدید را از طریق حوزه‌های نوآوری تسـهیل می‌کند و گذارها را از طریق چارچوب‌های سـیاسـت‌گذاری و حاکمیت کارآمد هدایت می‌کند (موسـی و همکاران، ۲۰۲۴). فرضـیه پورتر ادعا می‌کند که اسـتانداردهای محیط‌زیسـتی می‌تواند میزان نوآوری را ارتقا دهد و منجر به EQ بیشـتر و دسـتاوردهای اقتصـادی شـوند (پورتر[7]، ۱۹۹۱). طبق این فرضـیه، طراحی سـیاسـت‌های مناسـب می‌توانند کسـب‌وکارها را به کشـف فناوری‌ها و فرآیندهای جدیدی که پیامدهای محیط‌زیسـتی کمتری دارند، تشـویق کنند. فرضـیه پورتر، این باور رایج را که سـیاسـت‌های محیط‌زیسـتی مانع پیشـرفت اقتصـادی می‌شـوند، زیر سـوال می‌برد و استدلال می‌کند که این سیاست‌ها می‌توانند توسعه پایدار و بهره‌وری را تشویق کنند (پورتر و ون‌درلیند[8]، ۱۹۹۵). نظریه‌های فوق بر اهمیت درک تأثیرات محیط‌زیسـتی رانت منابع طبیعی و فناوری‌های مرتبط با محیط زیسـت (فناوری‌های سـبز و انرژی پاک) تأکید می‌کنند.

شکل (۱) چارچوب نظری این پژوهش در زمینه تأثیر رانت نفت، اقدامات سبز و اثر تعاملی این دو متغیر بر پایداری محیط‌زیستی را تشـکیل می‌دهد. به‌نظر می‌رسـد که رانت نفت عمدتاً به‌دلیل تخریب محیط‌زیسـت بر اسـاس فرآیند اسـتخراج و تولید آن، به‌طور مسـتقیم تأثیر منفی بر پایداری محیط‌زیسـتی خواهد داشـت. در مقابل، اقدامات سـبز شـامل فناوری‌های انرژی سـبز و اختراعات محیط‌زیستی و فناورانه که با هدف کاهش اثرات منفی فعالیت‌های انسانی بر محیط‌زیست و ارتقای پایداری انجام می‌شوند، می‌توانند در حوزه‌های مختلفی مانند مصـرف انرژی، مدیریت پسـماند، حمل‌ونقل و تولید و مصـرف محصـولات، اعمال و موجب ارتقاء پایداری محیط‌زیستی شوند. فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر طیف وسیعی از مزایا و پتانسیل‌ها را دارند که می‌توانند به کاهش مصرف انرژی و آلودگی محیط‌زیسـت کمک کنند. از این رو، در کنار سـایر مزایا، بهره‌وری منابع را بهبود می‌بخشـند. این فناوری‌ها شـامل حوزه‌های مختلفی مانند انرژی‌های تجدیدپذیر، بهره‌وری انرژی، مدیریت پسـماند و مدیریت منابع آب می‌شـوند. با به‌کارگیری این فناوری‌ها،

[1]Fourier Bootstrap ARDL (F-ARDL)
[2]Resource Curse
[3]Sustainability Transition Theory
[4]Porter hypothesis
[5]Sun et al.
[6]Bekun et al.
[7]Porter
[8]Porter & Van der Linde

می‌توان وابستگی به منابع انرژی سنتی را کاهش داد، رشد اقتصادی پایدار را ارتقاء داد و نتایج مثبتی را برای جامعه و محیط‌زیست به ارمغان آورد (لقمان، ۲۰۲۴). با این حال، برخی از مطالعات تجربی، بعد منفی مسائل محیط‌زیستی در ارتباط با پذیرش فناوری‌های سبز در اقتصادها را برجسته می‌کنند. این تأثیر منفی ممکن است از طریق «اثر بازگشتی»[1] رخ دهد که در آن افزایش کارایی منجر به مصرف بیشتر انرژی می‌شود و برخی از دستاوردهای محیط‌زیستی را خنثی می‌کند (احمد و ژنگ[2]، ۲۰۲۱). در واقع پیشرفت در فناوری‌های سبز از طریق اثر مقیاس، ممکن است تخریب محیط‌زیست را افزایش دهد (لیو و همکاران[3]، ۲۰۲۴). اثر غیرمستقیم رانت نفت بر پایداری محیط‌زیستی از طریق اقدامات محیط‌زیستی می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. اگر از رانت نفت برای سرمایه‌گذاری در فناوری‌ها و شیوه‌های پایدار محیط‌زیستی استفاده شود، این اثرگذاری مثبت است. به منظور کاهش و غلبه بر اثرات محیط‌زیستی منفی استخراج نفت، استفاده استراتژیک از رانت‌های نفتی برای حمایت از پروژه‌های انرژی تجدیدپذیر، برنامه‌های احیای محیط‌زیست و ایجاد زیرساخت‌های پایدار حمایت توصیه می‌شود. این موضوع بر نیاز به چارچوب‌های قانونی محکم و سازوکارهای حاکمیتی برای مدیریت رانت‌های نفتی به شیوه‌ای سازگار با اهداف پایداری بلندمدت تأکید می‌کنند (حسین و همکاران[4]، ۲۰۲۲). در مقابل، اگر درآمدهای نفتی منجر به تضعیف نهادها برای مدیریت منابع و افزایش وابستگی به درآمدهای حاصل از این منابع شود و تلاش‌های دولت را برای اصلاحات ساختاری و تنوع‌بخشی به اقتصاد و توسعه بخش‌های غیروابسته به منابع طبیعی کاهش دهد، این اثرگذاری منفی است. این موضوع تداعی‌کننده فرضیه «نفرین کربن»[5] است که نشان می‌دهد سطح انتشار CO_2 در کشورهای غنی از منابع نسبت به کشورهای کم‌برخوردار و یا فاقد این منابع بالاتر است. فرضیه نفرین کربن معتقد است اقتصادهای غنی از منابع طبیعی معمولاً دارای ساختار اقتصادی هستند که به شدت به سمت بخش منابع منحرف شده است. این موضوع، مانع تنوع و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کم‌کربن می‌شود و ردپای کربن اقتصادها را در سطح جهانی بالا می‌برد (گل‌خندان و جهانگیری، ۱۴۰۴).



شکل (۱) نمایش گرافیکی اثرات محیط‌زیستی رانت نفت، اقدامات سبز و اثر تعاملی آن‌ها

مأخذ: کاهیا و عمری (۲۰۲۴) با اندکی تغییرات

[1]Rrebound Effect
[2]Ahmad &Zheng
[3]Liu et al.
[4]Hossain et al.
[5]Carbon Curse

در ادامه مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی در زمینه موضوع پژوهش و منتخبی از مطالعات داخلی نزدیک به موضوع پژوهش ارائه شده است. کاهیا و عمری (۲۰۲۴) به بررسی اثرات تعدیل‌کننده نوآوری‌های تکنولوژیکی، نوآوری‌های محیط‌زیستی و فناوری‌های انرژی سبز در رابطه رانت‌های نفتی و پایداری محیط‌زیستی در عربستان سعودی از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش با به‌کارگیری رویکرد «شبیه‌سازی‌های ARDL پویا»[1] نشان می‌دهد که افزایش رانت‌های نفتی، رشد اقتصادی، تجارت و شهرنشینی در عربستان سعودی، پایداری محیط‌زیستی را بدتر می‌کند. این در حالی است که افزایش فناوری‌های انرژی سبز، نوآوری‌های تکنولوژیکی و نوآوری‌های محیط‌زیستی، پایداری محیط‌زیستی را افزایش می‌دهد. همچنین، یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که ضرایب برآوردشده عبارات تعاملی (ضربی)، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار هستند. این موضوع نشان می‌دهد که این فناوری‌ها نقش مهمی در کاهش اثرات منفی رانت‌های نفتی بر پایداری محیط‌زیستی در کشور عربستان سعودی داشته است. حسین و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی پیامدهای فناوری‌های پاک، تأمین مالی سبز و منابع طبیعی بر شاخص پایداری محیط‌زیستی[2] (ESI) پرداخته‌اند. این تحلیل از داده‌های سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ برای کشور چین و مدل پیشرفته «خودرگرسیونی با وقفه توزیعی تعمیم‌یافته (A-ARDL)»[3] استفاده می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهد که فناوری‌های محیط‌زیستی پایدار تنها در کوتاه‌مدت، پایداری محیط‌زیستی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، بهره‌برداری از منابع طبیعی، چه در کوتاه‌مدت و چه در درازمدت، اثرات نامطلوبی بر پایداری محیط‌زیست دارد. موسی و همکاران[4] (۲۰۲۴) به بررسی نقش مالیات‌های محیط‌زیستی و فناوری‌های مرتبط با محیط‌زیست در زمینه ارتباط بین منابع طبیعی و ضریب ظرفیت بار در کشورهای عضو گروه G10 طی دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی قوی و برآوردگر CS-ARDL نشان می‌دهد که منابع طبیعی با کاهش LCF به کیفیت محیط‌زیست آسیب می‌رساند؛ در حالی‌که مالیات‌های محیط‌زیستی و فناوری‌های مرتبط با محیط‌زیست با افزایش LCF، پایداری محیط‌زیست را ارتقاء می‌دهند. علاوه بر این اثر تعاملی رانت منابع طبیعی و فناوری‌های مرتبط با محیط‌زیست، مثبت و حاکی از آن است که رانت منابع طبیعی از کانال فناوری‌های مرتبط با محیط‌زیست، به افزایش LCF و پایداری محیط‌زیست در کشورهای مورد بررسی می‌انجامد. نادمی و دالوندی (۱۴۰۲) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[5] (GMM) پانلی و تکیه بر داده‌های ۳۱ کشور منتخب جهان در بازه زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۰ نشان داده‌اند که نوآوری، آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. جواهری و عزیزی (۱۴۰۲) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا[6] (DOLS) نشان دادند که در بلندمدت، نوآوری محیط‌زیستی باعث کاهش تخریب محیط‌زیست (انتشار گاز دی‌اکسیدکربن) در ایران طی دوره زمانی ۲۰۲۱ – ۱۹۹۵ شده است. گل‌خندان و جهانگیری (۱۴۰۴) با استفاده از اطلاعات آماری ۲۵ کشور صادرکنندهٔ نفت طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ در قالب روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانل شامل هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی و برآوردگر اثرات ثابت[7] (FE) نشان داده‌اند که رانت نفت تأثیر مثبت بر انتشار CO_2 دارد و فرضیهٔ نفرین کربن در کشورهای مورد مطالعه تأیید می‌شود.

مواد و روش‌ها

مدل پژوهش

مدل این پژوهش در چارچوب مدل «تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری»[8] (STIRPAT) طراحی شده و برگرفته از مطالعه تجربی کاهیا و عمری (۲۰۲۴) با ارائه یک‌سری تعدیلات جزئی است. فرم رگرسیون خطی-لگاریتمی این مدل به‌شکل رابطه زیر است:

[1]Dynamic ARDL simulations
[2]Environmental Sustainability Index (ESI)
[3]Augmented Autoregressive Distributed Lag (AARDL)
[4]Musah et al.
[5]Generalized Method of Moments (GMM)
[6]Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)
[7] Fixed Effect (FE)
[8]Stochastic Impact of Regression on Population, Affluence, and Technology (STIRPAT)

$$\ln LCF_t = \Phi_0 + \Phi_1 \ln GT_t + \Phi_2 \ln OR_t + \Phi_3 (\ln GT_t \times \ln OR_t) + \Phi_4 \ln GDPpc_t + \Phi_5 \ln TR_t + \Phi_6 \ln UR_t + \xi_t \quad (1)$$

در رابطه فوق:

ln: لگاریتم طبیعی؛ تبدیل مقیاس لگاریتمی به‌طور گسترده‌ای به‌عنوان یک روش مؤثر برای تثبیت واریانس در داده‌های واریانس ناهمسان شناخته شده است که در آن واریانس عبارت خطا ممکن است به‌طور معناداری در مشاهدات، متفاوت باشد. استفاده از مدل‌ها با اشکال لگاریتمی امکان برآورد مستقیم «کشش‌ها»[1] را فراهم می‌کند که بسیار ارزشمند و مهم است؛ زیرا تفسیر ضرایب برآوردی را ساده می‌کند و این ضرایب می‌توانند مستقیماً به‌صورت درصد تغییرات تفسیر شوند. همچنین، مقیاس‌گذاری لگاریتمی تأثیر مقادیر بزرگ در مجموعه داده‌ها را کاهش می‌دهد و تجزیه‌وتحلیل‌های تجربی را نسبت به موارد پرت، قوی‌تر می‌کند (عذار و ایوب‌اوغلو[2]، ۲۰۲۵).

LCF: ضریب ظرفیت بار (شاخص اندازه‌گیری پایداری محیط‌زیست)؛ که به‌صورت نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (حسب سرانه هکتار جهانی) محاسبه می‌گردد. این شاخص به‌عنوان شاخص جدیدی برای پایداری محیط‌زیست توسط محققانی به نام‌های سیچه و همکاران[3] (۲۰۱۰) توسعه داده و پیشنهاد شده است. LCF به‌دلیل مدل‌سازی ابعاد تقاضا و عرضه محیط، شاخص برتر عملکرد محیط‌زیستی می‌باشد؛ چرا که برخلاف انتشار CO_2 تنها بر یک بعد تخریب محیطی متمرکز نیست و بر خلاف شاخص ردپای اکولوژیکی (EF)، در مدل‌سازی تنها جنبه تقاضای اکولوژیکی را در نظر نمی‌گیرد (گل‌خندان، ۱۴۰۳ج).

GT: اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز؛ داده‌های ثبت اختراع یک شاخص شناخته‌شده و رایج برای اندازه‌گیری متغیر نوآوری محیط‌زیستی و فناوری‌های سبز است. بر این اساس با توجه به مطالعات تجربی انجام‌شده در این زمینه نظیر: کیریکاللی و همکاران[4] (۲۰۲۳)، ثاقب و دینکا[5] (۲۰۲۳)، لین و همکاران[6] (۲۰۲۴) و برگوگی[7] (۲۰۲۴) از تعداد اختراعات مرتبط با محیط‌زیست (GT_1) به‌عنوان شاخص فناوری‌های سبز استفاده شده است.[8] اختراعات فناوری‌های سبز شامل اختراعاتی هستند که از نوآوری‌هایی حمایت می‌کنند و پایداری محیطی، بهره‌وری انرژی و راه‌حل‌های سازگار با محیط‌زیست را ارتقاء می‌دهند (برگوگی و الدوسری[9]، ۲۰۲۴). همچنین، به‌منظور بررسی استحکام نتایج به پیروی از مطالعات تجربی ماجکودونمی و همکاران[10] (۲۰۲۳) و کاهیا و عمری (۲۰۲۴) از سهم انرژی پاک (GT_2) که به‌صورت درصد سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی محاسبه می‌شود، به‌عنوان شاخص دیگری از فناوری‌های سبز استفاده شده است.

$\ln GT_t \times \ln OR_t$: اثر تعاملی (ضربدری) شاخص‌های اقدامات سبز و رانت نفت؛ این متغیر با توجه به نقش تعدیل‌کننده GT در رابطه بین OR و LCF وارد مدل شده است. در این حالت اثر نهایی OR بر LCF به‌صورت رابطه زیر و به سطح GT وابسته و غیرخطی است:

این مدل، نسخه به روز مدل IPAT می‌باشد که در بررسی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر سطح کیفیت محیط‌زیست ارائه شده است. مدل IPAT یک معادله حسابداری استاندارد است که در بررسی اثرات محیط‌زیستی (I) از طریق سه عامل متمایز به نام‌های جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) استفاده می‌شود (گل‌خندان، ۱۴۰۳ب).

[1] Elasticity
[2] Uzar & Eyuboglu
[3] Siche et al.
[4] Kirikkaleli et al.
[5] Saqib & Dinca
[6] Lin et al.
[7] Bergougui

[8] شاخص‌های توسعه فناوری سبز با اندازه‌گیری فعالیت‌های اختراعی با استفاده از داده‌های ثبت اختراع در طیف گسترده‌ای از حوزه‌های فناوری مرتبط با محیط‌زیست از جمله مدیریت محیط‌زیستی، سازگاری مرتبط با آب و فناوری‌های کاهش تغییرات آب‌وهوایی ساخته می‌شوند. تعداد مورد استفاده در اینجا فقط شامل اختراعات با ارزش بالا است (OECD, 2024).

[9] Bergougui & Aldawsari
[10] Temitayo & Majekodunmi

$$\frac{\partial \ln LCF_t}{\partial \ln OR_t} = \Phi_2 + \Phi_3 \ln GT_t \quad (۲)$$

با توجه به رابطه (۲)، اثرات نهایی ماکزیمم، متوسط و مینیمم رانت نفت بر ضریب ظرفیت بار به‌ترتیب از طریق روابط زیر محاسبه می‌کردند (محمدیان منصور و گل‌خندان، ۱۴۰۲):

$$ME^{max} = \Phi_2 + \Phi_3 \ln GT_t^{max} \quad (۳)$$
$$ME^{ave} = \Phi_2 + \Phi_3 \ln GT_t^{ave} \quad (۴)$$
$$ME^{min} = \Phi_2 + \Phi_3 \ln GT_t^{min} \quad (۵)$$

با فرض اثرگذاری منفی و معنادار OR بر LCF ($\Phi_2 < 0$) بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی، دو حالت کلی زیر قابل تصور است:

۱) اگر ضریب برآوردی اثر تعاملی (ضربدری) فناوری‌های سبز و رانت نفت مثبت و معنادار باشد ($\Phi_3 > 0$)، این موضوع بیان‌گر آن است که سطوح بالاتر GT، تأثیر منفی OR بر LCF را کاهش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، پیشرفت‌های فناوری سبز و افزایش سهم انرژی پاک در خدمت تضعیف اثر نامطلوب رانت نفت بر کیفیت محیط‌زیستی است. بر این اساس، نقطه بازگشت یا حد آستانه GT را که در آن تأثیر OR بر LCF، صفر و پس از آن مثبت می‌شود، می‌توان به‌صورت رابطه زیر محاسبه کرد:

$$\frac{\partial \ln LCF_t}{\partial OR_t} = 0 \Leftrightarrow \ln GT_t = -\frac{\Phi_2}{\Phi_3} \Leftrightarrow GT^* = \exp\left[-\frac{\Phi_2}{\Phi_3}\right] \quad (۶)$$

۲) اگر ضریب برآوردی اثر تعاملی (ضربدری) فناوری‌های سبز و رانت نفت منفی و معنادار باشد ($\Phi_3 < 0$)، این موضوع بیان‌گر آن است که سطوح بالاتر GT، تأثیر منفی OR بر LCF را تقویت می‌کند. به‌عبارت دیگر، رانت نفت به تضعیف شاخص‌های فناوری‌های سبز و انرژی پاک می‌انجامد و در این حالت اثر نامطلوب رانت نفت بر کیفیت محیط‌زیستی تشدید می‌شود (موسی و همکاران، ۲۰۲۴).

GDP: تولید ناخالص داخلی (درآمد) سرانه به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)؛ TR: تجارت؛ که به‌صورت سهم مجموع صادرات و واردات از GDP (بر حسب درصد) تعریف می‌شود. UR: درجه شهرنشینی؛ که به‌صورت سهم جمعیت شهری از کل جمعیت (بر حسب درصد) تعریف می‌شود. ξ: جزء اخلال (خطا) مدل و t: دوره‌ی زمانی پژوهش شامل سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ (۳۳ سال) است. در جدول (۱) تعریف دقیق متغیرها به همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آماری آن‌ها گزارش شده است.

جدول (۱) متغیرها و منابع داده‌ها

متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	منبع	علامت انتظاری
متغیر وابسته				
ظرفیت زیستی	BIO	منطقه تولیدی که می‌تواند آنچه مردم از طبیعت می‌خواهند را بازسازی کند (سرانه هکتار جهانی)	شبکه ردپای جهانی (GFN) (۲۰۲۴)	/
ردپای اکولوژیکی	EF	منطقه تولید زیست‌شناختی را که مردم برای مصرف خود استفاده می‌کنند (سرانه هکتار جهانی)	GFN (۲۰۲۴)	/
ضریب ظرفیت بار	LCF	BIO/EF	محاسبات نویسنده	/
متغیرهای مستقل				
اقدامات سبز	GT_1	فناوری سبز (تعداد اختراعات مرتبط با محیط‌زیست)	سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[1] (OECD) (۲۰۲۴)	+
	GT_2	انرژی پاک (درصد سهم مصرف انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی نهایی بر حسب درصد)	شاخص‌های توسعه جهانی[2] (WDI) متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۴)	+
رانت نفت	OR	سهم رانت منابع طبیعی از GDP (بر حسب درصد)	WDI (۲۰۲۴)	-
متغیرهای کنترل				

[1]Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
[2]World Development Indicators (WDI)

رشد اقتصادی	GDPpc	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	(۲۰۲۴) WDI	-
تجارت	TR	سهم مجموع صادرات و واردات از GDP (بر حسب درصد)	(۲۰۲۴) WDI	+/-
درجه شهرنشینی	UR	سهم جمعیت شهری از کل جمعیت (بر حسب درصد)	(۲۰۲۴) WDI	-

نشانی وب‌سایت GFN: https://www.footprintnetwork.org
نشانی وب‌سایت OECD: https://stats.oecd.org
نشانی وب‌سایت WDI: https://data.worldbank.org

روش پژوهش

در این پژوهش از رویکرد «ARDL فوریه مبتنی‌بر بوت‌استراپ» استفاده شده است. این رویکرد بر محدودیت‌های رایج در برآوردگرهای سنتی غلبه می‌کند و به نوعی بسط آزمون کرانه‌های ARDL می‌باشد که توسط پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) توسعه داده شده است. مهم‌ترین برتری برآوردگر ARDL آن است که سری‌های زمانی را می‌توان با درجه انباشتگی متفاوت [I(0) یا I(1)] در این رویکرد، استفاده کرد. اما پیش از برآورد مدل بایستی وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) بین متغیرهای مدل تأیید شود. در این زمینه، تحلیل‌های سنتی هم‌انباشتگی مبتنی‌بر باقیمانده‌ها، شکست‌های ساختاری را نادیده می‌گیرند. برای اجتناب از این مشکل، آزمون‌های هم‌انباشتگی مختلفی مانند گرگوری و هانسن[2] (۱۹۹۶) و حاتمی-جی[3] (۲۰۰۸)، ارائه شده‌اند که شکست‌های ساختاری شدید را در نظر می‌گیرند. در این آزمون‌ها، با توجه به این موضوع که تعداد این شکست‌ها از قبل مشخص شده‌اند، از متغیرهای مجازی برای نشان‌دادن شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود و فقط در نظر گرفتن تغییرات شدید و خاص زمانی را امکان‌پذیر می‌کنند. این درحالیست که تحلیل فوریه هم برای نقاط شکست «ناگهانی و سریع (تیز)»[4] و هم برای «جابه‌جایی‌های هموار»[5] مناسب است (سولارین، ۲۰۱۹). درواقع با استفاده از توابع فوریه، می‌توان بسیاری از جابه‌جایی‌های ساختاری هموار را با شکل، زمان و تعداد مجهول در نظر گرفت (پاتا و همکاران، ۲۰۲۳). سولارین[6] (۲۰۱۹) و پاتا و آیدین[7] (۲۰۲۰) روش ARDL فوریه را با افزودن اصطلاحات مثلثاتی به روش ARDL بوت‌استراپ پیشنهادی مک‌ناون و همکاران[8] (۲۰۱۸) توسعه داده‌اند که در ادامه تشریح می‌شود. رویکرد ARDL سنتی را می‌توان در معادله زیر بیان کرد:

$$\begin{aligned}\Delta \ln CF_t = {} & \psi_0 + \psi_1 \ln CF_{t-1} + \psi_2 \ln GT_{t-1} + \psi_3 \ln OR_{t-1} + \psi_4 (\ln GT \times \ln OR)_{t-1} \\ & + \psi_5 \ln GDP_{t-1} + \psi_6 \ln TR_{t-1} + \psi_7 \ln UR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \eta_1 \Delta \ln CF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \eta_2 \Delta \ln GT_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{r} \eta_3 \Delta \ln OR_{t-i} + \sum_{i=0}^{s} \eta_4 (\ln GT \times \ln OR)_{t-i} + \sum_{i=0}^{t} \eta_5 \Delta \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{u} \eta_6 \Delta \ln TR_{t-i} + \sum_{i=0}^{v} \eta_7 \Delta \ln UR_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (۷)$$

در رابطه فوق ψ و η به‌ترتیب ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مدل، ψ_0 عرض از مبدأ، ϵ جمله اخلال و p، q، r، s، t، u و v تعداد وقفه‌های بهینه مدل است. مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را نشان می‌دهند. فرضیه صفر آزمون t بر روی سطح باوقفه متغیر وابسته مدل (t_{dep}) و آزمون F کلی بر روی سطح باوقفه کلیه متغیرهای مدل ($F_{overall}$) نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی و رابطه بلندمدت می‌باشد و به‌ترتیب به‌صورت روابط زیر تعریف می‌شوند:

[1] Pesaran et al.
[2] Gregory & Hansen
[3] Hatemi-J
[4] Sharp
[5] Smooth Shifts
[6] Solarin
[7] Pata & Aydın
[8] McNown et al.

$$H_0: \psi_1 = 0 \quad \text{for t} - \text{dependent statistics} \qquad (۸)$$

$$H_0: \psi_1 = \psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = \psi_5 = \psi_6 = \psi_7 = 0 \quad \text{for F overall statistic} \qquad (۹)$$

اگر آماره‌های F و t بزرگ‌تر از حد بالایی I(1) باشند، فرضیه صفر رد می‌شود. با این حال، آزمون سنتی کرانه‌های ARDL اخیراً مورد انتقاد قرار گرفته است. زیرا اگرچه معناداری همه متغیرها با استفاده از آماره F مورد آزمایش قرار می‌گیرد و آماره آزمون t نیز برای متغیر وابسته اعمال می‌شود؛ اما، عدم وجود یک آماره آزمون جداگانه برای متغیرهای مستقل ممکن است منجر به نتیجه‌گیری اشتباه در مورد هم‌انباشتگی شود. برای جلوگیری از همه این مشکلات، مک‌ناون و همکاران (۲۰۱۸) آزمون ARDL سنتی را با اعمال یک روند بوت‌استراپ، به‌روزرسانی و یک آماره آزمون جدید اضافی را با استفاده از آزمون F برای متغیرهای مستقل با وقفه پیشنهاد کردند. در این آزمون لزومی به این‌که متغیر وابسته I(1) باشد، نیست و در کنار دو فوق، یک نتیجه‌گیری واضح در مورد وضعیت هم‌انباشتگی ارائه می‌دهد. به گفته مک‌ناون و همکاران (۲۰۱۸) و سام و همکاران[1] (۲۰۱۹)، استفاده هم‌زمان از آزمون F کلی بر روی سطح باوقفه متغیرها، آزمون t بر روی سطح باوقفه متغیر وابسته و آزمون F بر روی سطوح باوقفه متغیر(های) مستقل بینش بهتری در مورد هم‌انباشتگی و موارد منحط به محقق ارائه می‌دهد. فرضیه صفر آزمون کرانه‌های F رگرسورها در معادله رابطه (۱۰) نشان داده شده است.

$$H_0: \psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = \psi_5 = \psi_6 = \psi_7 = 0 \quad \text{for F} - \text{independent statistic} \qquad (۱۰)$$

اگر هر سه آزمون ارائه‌شده معنی‌دار باشند، می‌توان نتیجه گرفت که هم‌انباشتگی وجود دارد. اگر آزمون F کلی و آزمون t بر روی سطح باوقفه متغیر وابسته معنادار باشد، اما آزمون F روی وقفه متغیر(های) مستقل معنادار نباشد، این مورد نشان‌گر «متغیر(های) مستقل با وقفه منحط»[2] است. احتمال دیگر زمانی است که آزمون F کلی و آزمون F بر روی سطوح باوقفه متغیر(های) مستقل معنی‌دار باشند، اما آزمون t بر روی سطح باوقفه متغیر وابسته معنادار نباشد. این مورد نشان‌گر یک «متغیر وابسته باوقفه منحط»[3] است. هر یک از موارد منحط فوق نشان‌گر عدم وجود هم‌انباشتگی خواهد بود. بنابراین هر سه آزمون باید برای رسیدن به یک نتیجه معتبر و مطمئن اعمال شوند (سام و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۳۱). از آنجایی که رویکرد ARDL بوت‌استراپ با استفاده از شبیه‌سازی بوت استراپ، مقادیر بحرانی را تولید می‌کند، مسأله استنتاج ناپایدار هم‌انباشتگی را در رویکرد ARDL سنتی حذف می‌کند. دلیل این موضوع آن است که در رویکرد ARDL سنتی، یک فرآیند تولید داده وجود دارد که بستگی به I(0) یا I(1) بودن همه رگرسورها دارد و یک آماره آزمون بین این مقادیر بحرانی که به ترتیب کرانه‌های پایین و بالا نامیده می‌شوند، اطلاعات دقیقی در مورد هم‌گرایی ارائه نمی‌کند. شبیه‌سازی‌های بوت‌استراپ به رفع این ابهام کمک می‌کنند؛ زیرا یک مقدار بحرانی منحصر به فرد و واحد را ارائه می‌دهند (کاتوریا و کومار[4]، ۲۰۲۲).

اگرچه رویکرد ARDL بوت‌استراپ اجازه می‌دهد تا شکست‌های شدید در تجزیه‌وتحلیل با متغیر مجازی لحاظ شود، اما از شکست‌های هموار غفلت می‌کند. سولارین (۲۰۱۹) و پاتا و آیدین (۲۰۲۰)، مدل ARDL بوت‌استرپ را با در نظر گرفتن شرایط فوریه طبق معادله زیر توسعه دادند:

[1] Sam et al.
[1] Degenerate Lagged Independent Variable(s) Case
[3] Degenerate Lagged Dependent Variable
[4] Kathuria & Kumar

$$\begin{aligned}\Delta\ln LCF_t = {} & \psi_0 + \psi_1 \ln LCF_{t-1} + \psi_2 \ln GT_{t-1} + \psi_3 \ln OR_{t-1} + \psi_4 (\ln GT \times \ln OR)_{t-1} \\ & + \psi_5 \ln GDP_{t-1} + \psi_6 \ln TR_{t-1} + \psi_7 \ln UR_{t-1} + \psi_8 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \psi_9 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \\ & + \sum_{i=1}^{p} \eta_1 \Delta\ln LCF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \eta_2 \Delta\ln GT_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \eta_3 \Delta\ln OR_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{s} \eta_4 (\ln GT \times \ln OR)_{t-i} + \sum_{i=0}^{t} \eta_5 \Delta\ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{u} \eta_6 \Delta\ln TR_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{v} \eta_7 \Delta\ln UR_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

در معادله (۱۱)، $\alpha(t) = \varphi_0 + \varphi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ جزء فوریه با فرض وجود فرکانس واحد می‌باشد. که توسط گالانت[1] (۱۹۸۱) ارائه شده است. شکل کلی عبارت فوریه به‌صورت رابطه (۱۲) است. در این معادله، n تعداد فرکانس‌ها، k تعداد فرکانس‌های خاص انتخاب‌شده، t روند زمانی، T تعداد مشاهدات، φ_{1k} و φ_{2k} به‌ترتیب ارتفاع موج فرکانس (دامنه) و سرعت فرآیند ناپدید شدن موج (جابه‌جایی) فرکانس را محاسبه می‌کنند و π تقریباً برابر با عدد ۳/۱۴۵ می‌باشد. k فرکانس کسری پیشنهادشده توسط کریستوپولوس و لئون لدسما[2] (۲۰۱۱) را نشان می‌دهد که می تواند یک مقدار کسری [۰.۱، ۰.۵، ۱، ۱.۵،... ۵] بگیرد. فرکانس‌های اعداد صحیح مانند ۱، ۳، و ۵ نشان‌دهنده شکست‌های موقت و فرکانس‌های کسری، مانند ۰.۱، ۱.۱، و ۳.۱ نشان‌دهنده شکست‌های دائمی می‌باشند.

$$\varphi(t) \cong \varphi_0 + \sum_{k=1}^{n} \varphi_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \varphi_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (12)$$

یافته‌های پژوهش

تحلیل آماری داده‌های متغیرها

در جدول (۲) خلاصهٔ آماری داده‌های خام متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. بر این اساس، طی دوره مورد بررسی پژوهش، میانگین ضریب ظرفیت بار (LCF) حدود ۰/۳۴۱ است که نشان می‌دهد به‌طور متوسط به‌ازای یک واحد تقاضای اکولوژیکی، ۰/۳۴۱ واحد عرضه از سوی اکوسیستم وجود دارد که حاکی از ناپایداری شدید محیط‌زیستی و فشار بالا بر آن است. همچنین، میانگین تعداد اختراعات مرتبط با محیط‌زیست (GT_1)، سهم انرژی پاک (GT_2)، سهم رانت نفت از GDP (OR)، تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPpc)، سهم تجارت (مجموع صادرات و واردات) از GDP و درجه شهرنشینی به‌ترتیب حدود ۱۸ اختراع، ۱/۷۰ درصد، ۲۱/۳۴ درصد، ۴۵۱۴ دلار آمریکا، ۴۳/۶۵ درصد و ۶۶/۵۵ درصد بوده است. بر اساس مشخصه‌ی آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به متغیر GDPpc است (که البته چون داده‌ها به‌صورت لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار می‌گیرند، این پراکندگی تا حد قابل‌توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به شاخص محیط‌زیستی LCF اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که متغیرهای LCF، GT_2، GDPpc OR و TR در سطح ۵ درصد از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول (۲) خلاصهٔ آماری داده‌های خام متغیرهای پژوهش

آماره	متغیر						
	LCF	GT_1	GT_2	OR	GDPpc	TR	UR
میانگین	۰/۳۴۱	۱۷/۸۱۸	۱/۶۹۶	۲۱/۳۳۸	۴۵۱۴/۴۹۴	۴۳/۶۵۴	۶۶/۵۴۹
میانه	۰/۳۰۸	۱۲	۱/۵۳۰	۲۰/۸۳۹	۴۸۲۸/۴۹۵	۴۳/۹۴۹	۶۷/۸۹۹

[1] Gallant
[2] Christopoulos & Leon-Ledesma

ماکسیمم	۰/۶۰۴	۸۲	۳/۴۵۸	۳۱/۶۰۸	۵۵۰۷/۵۳۳	۵۸/۵۶۵	۷۶/۸۰۷
مینیمم	۰/۲۳۱	۱	۰/۷۳۰	۱۰/۸۸۹	۲۳۴۸/۴۳۰	۲۹/۲۲۸	۳۳/۷۳۵
انحراف استاندار	۰/۱۱۹	۲۳/۸۱۸	۰/۶۷۸	۵/۸۹۶	۸۱۸/۸۱۲	۶/۸۸۷	۸/۴۶۱
چولگی	۰/۹۵۱	۱/۱۸۵	۰/۶۱۹	۰/۱۴۴	-۰/۶۰۸	-۰/۰۹۹	-۱/۶۹۵
کشیدگی	۲/۶۵۱	۲/۸۰۹	۲/۸۰۰	۲/۳۰۷	۲/۳۸۵	۲/۵۹۰	۷/۵۸۹
جارک-برا	۵/۱۴۱	۶/۳۰۷	۲/۱۶۶	۰/۷۰۴	۲/۶۲۲	۰/۲۹۴	۴۶/۱۱۷
احتمال	۰/۰۷۷	۰/۰۳۷	۰/۳۳۹	۰/۷۰۳	۰/۲۶۹	۰/۸۶۳	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۳۳	۳۳	۳۳	۳۳	۳۳	۳۳	۳۳

* آمارهٔ جارک-برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن نشان‌دهندهٔ فرضیهٔ صفر نرمال بودن است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون ریشه واحد

تجزیه و تحلیل ویژگی‌های تصادفی سری‌ها یک ضرورت برای تحلیل هم‌انباشتگی است. به این منظور، مطالعه حاضر در چارچوب رویکرد دو مرحله‌ای پیشنهادشده اندرز و لی[۱] (۲۰۱۲) و اومای[۲] (۲۰۱۵)، از آزمون سنتی دیکی-فولر[۳] (ADF) و شکل توسعه‌یافته آن یعنی آزمون ریشه واحد ADF فوریه (F-ADF) با «فرکانس کسری»[۴] استفاده می‌کند که به شرح زیر است. **مرحله اول:** برآورد معادله (۱۳) در محدوده $0.1 \leq k \leq 5$ و انتخاب مدل با کوچک‌ترین مجموع مربعات باقیمانده[۵] (SSR) به‌عنوان فرم مناسب و سپس تعیین طول وقفه بهینه (p). **مرحله دوم:** ارزیابی اهمیت عبارات فوریه با استفاده از آزمون F بکر و همکاران[۶] (۲۰۰۶). در صورتی‌که عبارات فوریه (اصطلاحات مثلثاتی sin و cos) معنی‌دار باشند، از آزمون F-ADF برای آزمایش فرضیه صفر ریشه واحد به‌صورت $\upsilon = 0$ استفاده می‌شود. اگر عبارات فوریه بی‌معنا باشند و فرضیه صفر $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ را نتوان رد کرد، آزمون ADF سنتی بایستی به‌عنوان گزینه‌ای جای‌گزین برای آزمون F-ADF استفاده شود (آیدین و همکاران[۷]، ۲۰۲۴؛ پاتا و همکاران[۸]، ۲۰۲۴؛ گل‌خندان، ۱۴۰۳ب).

$$\Delta Y_t = \phi_0 + \phi_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \phi_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \upsilon Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \qquad (۱۳)$$

در واقع در روش F-ADF، فرض عدم تغییر عرض‌ازمبدأ در طول زمان از بین می‌رود. بر این اساس، جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد. یافته‌های این جدول نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵درصد، بر اساس آزمون F-ADF، متغیرهای $lnGT_1$ و lnTR در سطح، نامانا هستند؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی I(1) برخوردارند. در مقابل، متغیر $lnGT_2$ در سطح، مانا می‌باشد و دارای درجه مانایی I(0) است. بر اساس آزمون ADF نیز، متغیر lnGDPpc دارای درجه مانایی I(0) و متغیرهای lnLCF، lnOR و lnUR دارای درجه مانایی I(1) می‌باشند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده مبنی‌بر مختلف بودن درجه مانایی متغیرهای مدل و توجه به این موضوع که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از درجه مانایی I(2) برخوردار نیستند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های F-ARDL استفاده کرد.

جدول (۳) نتایج آزمون‌های ریشه واحد F-ADF و ADF

	F-ADF	ADF

[1] Enders & Lee
[2] Omay
[3] Augmented Dickey-Fuller (ADF)
[4] Fractional Frequency
[5] Sum of Squares Regression (SSR)
[6] Becker et al.
[7] Aydin et al.
[8] Pata et al.

متغیر	آماره F	آماره آزمون F-ADF	(p) وقفه | (k) فرکانس	SSR حداقل	آماره t	prob.
lnLCF	۵/۵۲۵	–	۵ | ۱/۱	۰/۰۳۵	-۱/۹۳۶	۰/۶۱۸
△lnLCF	–	–	–	–	-۵/۷۸۹***	۰/۰۰۰
$lnGT_1$	۱۴/۲۸۸***	-۳/۶۵۲	۲ | ۲/۹	۰/۰۴۵	-	-
$\triangle lnGT_1$	۱۵/۵۶۵***	-۶/۸۹۵***	۱ | ۲/۸	۰/۰۵۶	-	-
$lnGT_2$	۱۶/۴۴۹***	-۴/۱۸۵**	۱ | ۲/۵	۰/۰۳۸	–	–
$\triangle lnGT_2$	–	–	–	–	-	–
lnOR	۶/۰۷۷	–	۲ | ۱/۶	۰/۱۶۱	-۳/۳۳۹*	۰/۰۷۸
△lnOR	–	–	–	–	-۶/۱۶۶***	۰/۰۰۰
LnGDPpc	۴/۹۱۲	–	۳ | ۰/۳	۰/۱۰۵	-۴/۰۳۲**	۰/۰۱۵
△lnGDPpc	–	–	–	–	–	–
lnTR	۸/۴۱۴**	-۳/۴۸۳	۲ | ۲/۸	۰/۰۴۷	–	–
△lnTR	۸/۲۱۲**	-۶/۶۸۵***	۱ | ۲/۶	۰/۰۵۴	–	–
lnUR	۳/۴۸۱	–	۵ | ۴/۳	۰/۰۴۴	-۲/۷۳۰	۰/۲۴۲
△lnUR	–	–	–	–	-۸/۵۹۱***	۰/۰۰۰

علائم ***، ** و * نیز به‌ترتیب به معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون هم‌انباشتگی

گام بعدی انجام آزمون هم‌انباشتگی F-ARDL مبتنی‌بر بوت‌استراپ است. نتایج این آزمون در جداول (۴) و (۵) ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، مقدار فرکانس بهینه در دو مدل به‌ترتیب ۱/۸ و ۱/۶ می‌باشد که نشان‌دهنده شکست دائمی در رابطه هم‌انباشتگی است. همچنین، بر اساس پیشنهاد لوتکپول[1] (۲۰۰۶)، معیار اطلاعات آکائیک[2] (AIC) برای انتخاب طول وقفه بهینه استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقدار هر سه آماره $F_{overall}$، t_{dep} و F_{indep} در هر دو مدل، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ در هر سه سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که یک رابطه بلندمدت قوی بین متغیرهای هر دو مدل پژوهش وجود دارد. بر اساس آزمون‌های تشخیصی در قسمت پایین جداول (۴) و (۵)، هر دو مدل از لحاظ فروض کلاسیک با مشکلی روبه‌رو نیستند و فرضیه‌های صفر مبنی‌بر واریانس هم‌سانی (آزمون آرچ)، عدم وجود خودهمبستگی سریالی (آزمون LM بروش-گادفری)، توزیع نرمال (آماره جارک-برا) و وجود فرم تبعی مناسب (آزمون رمزی) رد نمی‌شود و بر این اساس، اعتبار نتایج به‌دست‌آمده تأیید می‌شود. به‌منظور بررسی ثبات ساختاری مدل نیز از آماره‌های پسماندهای تجمعی[3] (CUSUM) و مجذور پسماندهای تجمعی[4] (CUSUMQ) استفاده شده است. بر این اساس، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور آن بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته است که این موضوع نشان‌دهندهٔ پایداری مدل در بلندمدت است (البته جهت صرفه‌جویی این نمودارها ارائه نشده است).

جدول (۴) نتایج آزمون هم‌انباشتگی F-ARDL مبتنی‌بر بوت‌استراپ (مدل اول)

شاخص GT / مدل	آماره	مقدار	مقادیر بحرانی بوت‌استراپ			فرکانس (k)	AIC حداقل
			۱۰٪	۵٪	۱٪		
اختراعات محیط‌زیستی (GT_1)	$F_{overall}$	۷/۸۸۱***	۳/۵۵۲	۴/۴۱۵	۶/۲۱۸	۱/۸	-۳/۶۶۵
	t_{dep}	-۵/۱۱۸***	-۳/۶۸۹	-۴/۰۸۸	-۴/۴۴۵		

[1] Lutkepohl
[2] Akaike Information Criterion (AIC)
[3] Cumulative Sum (CUSUM)
[4] Cumulative Sum of Squares (CUSUMQ)

	F_{indep}	۸/۵۹۵***	۳/۷۰۹	۴/۸۶۵	۶/۶۴۱		
آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل							
آزمون		**نوع آزمون**		**آماره آزمون**		**prob.**	
واریانس هم‌سانی		ARCH		۰/۱۰۴		۰/۷۴۹	
عدم وجود خودهمبستگی سریالی		Breusch-Godfrey LM		۰/۱۲۱		۰/۸۸۴	
وجود فرم تبعی مناسب		Ramsey RESET		۲/۱۵۱		۰/۱۵۸	
توزیع نرمال		Jarque-Bera		۱/۱۰۳		۰/۵۷۶	
ثبات ساختاری مدل		CUSUM		S		-	
ثبات ساختاری مدل		CUSUMQ		S		-	

علامت *** به معناداری در سطح ۱ اشاره دارد و تعداد تکرارهای بوت‌استراپ ۱۰۰۰ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۵) نتایج آزمون هم‌انباشتگی F-ARDL مبتنی‌بر بوت‌استراپ (مدل دوم)

شاخص GT / **مدل**	**آماره**	**مقدار**	**مقادیر بحرانی بوت‌استراپ**			**فرکانس (k)**	**AIC حداقل**
			۱۰٪	**۵٪**	**۱٪**		
انرژی پاک (GT_2)	$F_{overall}$	۸/۰۲۲***	۳/۶۱۲	۴/۶۹۸	۶/۸۵۶	۱/۶	-۳/۷۱۸
	t_{dep}	-۵/۵۶۲***	-۳/۸۰۸	-۴/۲۶۴	-۴/۷۶۱		
	F_{indep}	۸/۹۰۸***	۳/۸۸۵	۵/۱۲۸	۷/۰۱۸		
آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل							
آزمون		**نوع آزمون**		**آماره آزمون**		**prob.**	
واریانس هم‌سانی		ARCH		۰/۱۹۵		۰/۶۵۸	
عدم وجود خودهمبستگی سریالی		Breusch-Godfrey LM		۰/۱۷۷		۰/۸۳۹	
وجود فرم تبعی مناسب		Ramsey RESET		۱/۱۱۲		۰/۳۰۱	
توزیع نرمال		Jarque-Bera		۱/۹۷۴		۰/۳۷۳	
ثبات ساختاری مدل		CUSUM		S		-	
ثبات ساختاری مدل		CUSUMQ		S		-	

علامت *** به معناداری در سطح ۱ اشاره دارد و تعداد تکرارهای بوت‌استراپ ۱۰۰۰ است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برآورد مدل به روش F-ARDL بوت‌استراپ

پس از تأیید وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول (۶) نتایج برآورد رابطه بلندمدت در هر دو مدل به‌کمک روش F-ARDL ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، ضرایب برآوردی کلیه متغیرهای مدل از معناداری آماری لازم برخوردارند و مطابق انتظارند. همچنین، ضرایب برآوردی اصطلاحات مثلثاتی SIN و COS نیز در هر دو مدل، معنادار است و نشان می‌دهد که شکست‌های ساختاری تیز و هموار می‌تواند بر LCF تأثیر بگذارد. با توجه به مقدار ضریب جزء تصحیح خطای مدل[1] (ECM)، این ضریب در هر دو مدل از معناداری لازم و علامت مورد انتظار منفی برخوردار است. مقادیر عددی ECM در مدل اول حدود ۰/۵۹- و در مدل دوم حدود ۰/۵۴- برآورد شده است که گویای این موضوع است که در هر دوره (سال)، ۰/۵۹ درصد در مدل اول و ۰/۵۴ درصد در مدل دوم از عدم تعادل یک‌دوره (یک سال) در پایداری محیط‌زیستی در دوره بعد تعدیل می‌شود. بر این

[1]Error Correction Term (ECT)

اساس تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت در هر دو مدل با سرعت بالنسبه بالایی و در کمتر از دو دوره (سال) صورت می‌گیرد و کامل می‌شود.

جدول(۶) نتایج برآورد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل به‌روش F-ARDL

مدل ۱: شاخص GT مدل: اختراعات محیط‌زیستی			مدل ۲: شاخص GT مدل: انرژی پاک		
متغیر	ضریب	p-value	متغیر	ضریب	p-value
$lnGT_1$	۰/۱۲۹***	۰/۰۰۰	$LnGT_2$	۰/۱۸۹***	۰/۰۰۲
lnNRR	-۰/۱۰۹**	۰/۰۲۳	lnNRR	-۰/۱۵۹**	۰/۰۳۶
$lnGT_1$*lnNRR	-۰/۰۲۹**	۰/۰۱۵	$LnGT_2$*lnNRR	-۰/۰۴۴**	۰/۰۲۲
LnGDPpc	-۰/۳۲۹**	۰/۰۳۹	LnGDPpc	-۰/۳۰۱*	۰/۰۹۸
LnTR	۰/۲۲۱**	۰/۰۴۴	LnTR	۰/۲۶۱**	۰/۰۴۸
LnUR	-۱/۲۶۲***	۰/۰۰۰	LnUR	-۱/۴۰۸***	۰/۰۰۰
C (عرض از مبدأ)	۱۲/۶۸۹***	۰/۰۰۰	C (عرض از مبدأ)	۱۳/۳۷۳***	۰/۰۰۰
SIN	۰/۰۰۸*	۰/۰۶۶	SIN	۰/۰۲۲**	۰/۰۱۵
COS	۰/۰۲۹***	۰/۰۰۱	COS	۰/۰۵۵***	۰/۰۰۰
ECT	-۰/۵۹۱***	۰/۰۰۰	ECT	-۰/۵۴۴***	۰/۰۰۰
Adjusted R^2	۰/۸۲۲		Adjusted R^2	۰/۸۱۹	
اثر نهایی رانت نفت					
ME^{max}	-۰/۲۳۴		ME^{max}	-۰/۲۱۴	
ME^{ave}	-۰/۱۹۳		ME^{ave}	-۰/۱۸۲	
ME^{min}	-۰/۱۰۹		ME^{min}	-۰/۱۴۵	

علائم ***، ** و * نیز به‌ترتیب به معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد اشاره دارد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تأثیرگذاری بلندمدت هر دو شاخص اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز، مثبت و در سطح اطمینان بالایی معنی‌دار است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در تعداد اختراعات مربوط به محیط‌زیست ($lnGT_1$) و سهم انرژی پاک $ln(GT_2)$ در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار محیط‌زیستی در کشور، به‌ترتیب حدود ۰/۱۳ و ۰/۱۹ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که انرژی پاک و توسعه فناوری‌های سبز می‌تواند از کانال‌های متعددی نظیر بهبود در سطح بهره‌وری انرژی، تغییر ساختار مصرف انرژی و افزایش نسبت انرژی پاک در ساختار کلی مصرف انرژی و ترویج و توسعه صنایع کم‌آلاینده و سازگارتر با محیط‌زیست به افزایش پایداری محیط‌زیست کمک کند و هم‌سو با نتایج مطالعات گسترده‌ای نظیر ثاقب و دینکا[1] (۲۰۲۳)، کینگ و همکاران[2] (۲۰۲۴)، برگوگی و الدوسری (۲۰۲۴)، فنگ و همکاران[3] (۲۰۲۴) و جواهری و عزیزی (۱۴۰۳) و مغایر با نتایج مطالعات محدودی نظیر وومیک و همکاران[4] (۲۰۲۴) و آیتون و همکاران[5] (۲۰۲۴) می‌باشد. در مقابل اثر بلندمدت و مستقیم رانت نفت (OR)، مطابق انتظار تئوریک و تجربی در هر دو مدل، منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سهم کل رانت منابع طبیعی از GDP در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار در کشور در مدل (۱) و مدل (۲)، به‌ترتیب حدود ۰/۱۱ و ۰/۱۶ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که رانت نفت به کاهش پایداری محیط‌زیست در کشور منجر شده است. در واقع می‌توان گفت که مراحل مختلف اکتشاف، استخراج و فرآوری نفت و فعالیت پالایشگاه‌ها موجب اتلاف منابع و تخریب محیط‌زیست نواحی می‌شود. نفت خام یک منبع مهم و بزرگ انرژی در اقتصادهای نفتی به‌حساب می‌آید و به‌عنوان یک سوخت فسیلی، منبع اصلی انتشار کربن دی‌اکسید در جهان است. تلاش برای رشد اقتصادی بالاتر در اقتصادهای نفتی، مصرف سوخت‌های فسیلی غیر دوست‌دار محیط‌زیست از جمله نفت را

[1] Saqib & Dinca
[2] Qing et al.
[3] Feng et al.
[4] Voumik et al.
[5] Aytun et al.

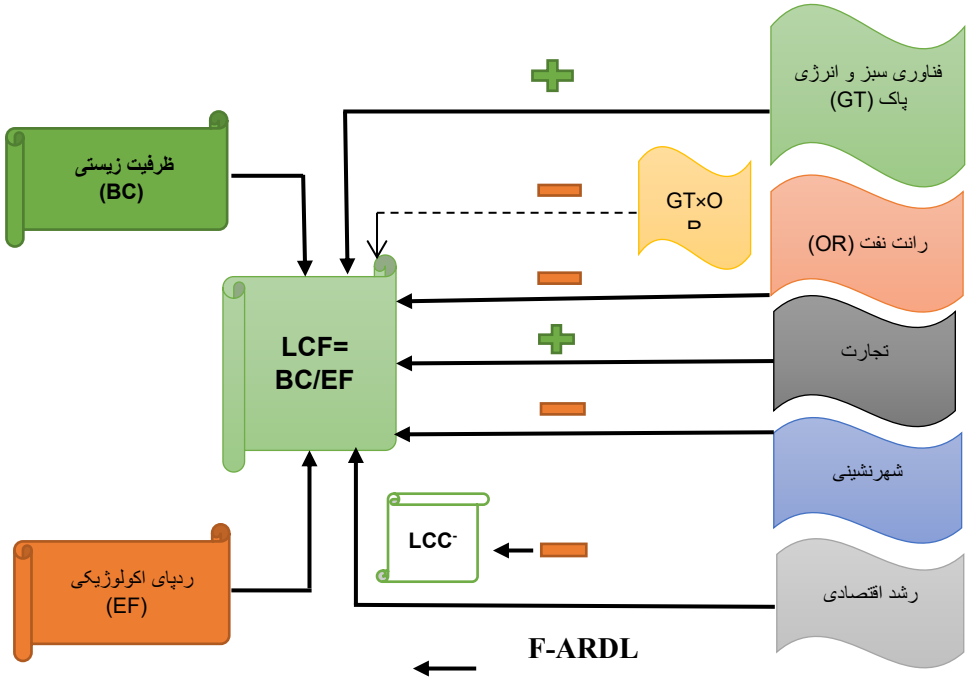
به‌عنوان منبع اصـــلی انرژی، تشـــدید می‌کند. این نتیجه هم‌ســـو با نتایج مطالعات گســـترده‌ای نظیر کاهیا و عمری (۲۰۲۴)، اردوغان (۲۰۲۴)، حسین و همکاران (۲۰۲۴)، موسی و همکاران (۲۰۲۴)، گل‌خندان و جهانگیری (۱۴۰۴) و گل‌خندان (۱۴۰۴الف) می‌باشد.
نکته قابل توجه آن‌که ضریب برآوردی اثر تعاملی شاخص‌های اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز و رانت نفت (lnFD*lnGT) در هر دو مدل، منفی و معنی‌دار است (به‌ترتیب حدود ۰/۰۳- و ۰/۰۴-) که نشان می‌دهد رانت نفت در کشور، پایداری محیط‌زیستی را به‌طور غیرمســـتقیم و از کلنال فناوری‌های ســـبز و انرژی پاک نیز کاهش می‌دهد. به‌عبارت دیگر، رانت نفت منجر به تضـــعیف اثر مطلوب فناوری‌های سبز و انرژی پاک بر کیفیت محیط‌زیستی می‌شود. در این زمینه، نتایج مطالعه آقایی (۱۴۰۳) نشان می‌دهد منابع طبیعی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری سبز در ایران داشته است. در واقع، سوءمدیریت ناشی از سیاست‌های نامناسب و نهادهای ضعیف برای مدیریت منابع و وابستگی به درآمدهای حاصل از این منابع، تلاش‌های دولت برای اصلاحات ساختاری و تنوع‌بخشی به اقتصاد و توسعه بخش‌های غیروابسته به منابع طبیعی را کاهش می‌دهد. همه این موارد می‌توانند تأثیر منفی بر تکنولوژی‌های سبز و انرژی پاک داشته باشند. این نتیجه مغایر با نتایج مطالعات تجربی کاهیا و عمری (۲۰۲۴) برای عربستان و موسی و همکاران (۲۰۲۴) برای کشورهای G10 می‌باشد که در مطالعات خود نشان داده‌اند اثر تعاملی شاخص‌های فناوری سبز و رانت نفت بر کیفیت محیط‌زیست، مثبت و این فناوری‌ها نقش مهمی در کاهش اثرات منفی رانت‌های نفتی بر پایداری محیط‌زیستی داشته‌اند. بر این اساس، اثر نهایی (مستقیم و غیرمســـتقیم) ماکزیمم، متوســـط و نهایی رانت نفت با توجه به روابط (۵-۳)، در مدل اول به‌ترتیب ۰/۲۳۴-، ۰/۱۹۳- و ۰/۱۰۹- و در مدل دوم به‌ترتیب ۰/۲۱۴-، ۰/۱۸۲- و ۰/۱۴۵- محاسبه شده است که نشان می‌دهد اثر نامطلوب رانت نفت بر کیفیت محیط‌زیستی با تضعیف اثر مطلوب فناوری‌های سبز و انرژی پاک، تشدید می‌شود.
ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (lnGDP) در مدل اول و دوم، منفی و به‌ترتیب در سطوح ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار است. بر این اساس، کشش بلندمدت ضریب ظرفیت بار نسبت به رشد اقتصادی در مدل اول حدود ۰/۳۳- و در مدل دوم حدود ۰/۳۰- برآود شده است. در واقع، با افزایش یک‌درصدی در درآمد سرانه، در مدل اول و دوم، شاخص ضریب ظرفیت بار در کشور، به‌ترتیب حدود ۰/۳۳ و ۰/۳۰ درصد کاهش می‌یابد. ادبیات نظری پیرامون رابطه رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست بر فرضیه «منحنی محیط‌زیستی کوزنتس»[1] (EKC) متمرکز می‌باشد. فرضیه EKC بیان می‌کند که با افزایش درآمد سرانه، درجه تخریب محیط‌زیست نیز در مرحله اولیه توسعه اقتصادی افزایش می‌یابد؛ اما تخریب محیط‌زیست پس از یک نقطه آستانه (ماکزیمم) شروع به کاهش می‌کند. به‌عبارت دیگر، EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به‌شکل U معکوس می‌باشد. دوغان و پاتا[2] (۲۰۲۲) با الهام از فرضیه EKC، یک رابطه U شکل بین درآمد سرانه و ضریب ظرفیت بار (شاخص مستقیم کیفیت و پایداری محیطی) را گزارش کردند و این رابطه را به‌عنوان فرضیه «منحنی ظرفیت بار»[3] (LCC) توضیح دادند. بر این اساس، تولید و رشد اقتصادی جوامعی که در مراحل نخست هیچ توجهی به کیفیت محیط‌زیست ندارند می‌تواند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و در نتیجه کاهش LCF شود. اما وقتی کشورها از سطح درآمد معینی فراتر می‌روند، رشد اقتصادی می‌تواند کیفیت محیط‌زیستی و LCF را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوست‌دار محیط‌زیست و آگاهی بیشـــتر از محیط‌زیســـت افزایش دهد (پاتا و ارطغرل[4]، ۲۰۲۳؛ گل‌خندان، ۱۴۰۳ب). از آنجا که کشـــور ایران جزء کشـــورهای درحال‌توسعه می‌باشد؛ انتظار بر آنست که در قسمت نزولی منحنی LCC قرار داشته و طی دوره مورد بررسی با افزایش رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست کاهش یافته باشد.
ضریب بلندمدت تجارت (lnTR)، در هر دو مدل، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵درصد معنی‌دار است. بر این اساس و در بلندمدت، با افزایش یک‌درصدی در تجارت، ضریب ظرفیت بار در مدل اول حدود ۰/۲۲ درصد و در مدل دوم حدود ۰/۲۶ درصد افزایش می‌یابد. از

[1] Environmental Kuznets Curve (EKC)
[2] Dogan & Pata
[3] Load Capcity Curve (LCC)
[4] Pata & Ertugrul

بعد نظری و تجربی دو دیدگاه متفاوت در زمینه تأثیر بازبودن اقتصاد بر کیفیت محیط‌زیست وجود دارد. دیدگاه مخالف در این زمینه اغلب بر «فرضیه پناه‌گاه (لنگرگاه) آلودگی»[1] تکیه دارد و معتقد است که تجارت، بسترهایی را برای انتقال صنایع آلوده‌کننده به مناطقی که قوانین محیط‌زیستی ساده‌تری دارند، فراهم می‌کند و در عمل، این مناطق به پناه‌گاه‌هایی برای آلودگی تبدیل می‌شوند (آلادجاره[2]، ۲۰۲۲). در مقابل این فرضیه، «فرضیه هاله آلودگی»[3] قرار دارد که توسط بیردسال و ویلر[4] (۱۹۹۳) ارائه شده و معتقد است که جهانی‌شدن راهی برای انتقال فناوری بین کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه فراهم و دسترسی کشورهای درحال‌توسعه را به تکنولوژی کارا و سازگار با محیط‌زیست ممکن می‌کند که این عمل به بهبود کیفیت محیط‌زیست در این کشورها کمک می‌کند (احمد و همکاران، ۲۰۲۱). نتیجه به‌دست‌آمده در این پژوهش از فرضیه دوم حمایت می‌کند.

نتایج حاصل از برآورد دو مدل نشان می‌دهد که متغیر درجه شهرنشینی (lnUR) با ضریب قابل‌توجه و در سطح معنی‌داری بالایی به کاهش سطح LCF می‌انجامد. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در شهرنشینی در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار محیط‌زیستی کشور، به‌ترتیب حدود ۱/۲۶ و ۱/۴۱ درصد کاهش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که شهرنشینی از مهم‌ترین عللی است که وخامت اکولوژیکی را در ایران تشدید می‌کند؛ چراکه ساختار زندگی شهرنشینی نیازمند استفاده بیشتر از منابع انرژی و سوخت، بالاخص در زمینه حمل‌ونقل و جابه‌جایی است. توسعه‌های زیرساختی و صنعتی‌سازی مرتبط با شهرنشینی ممکن است به آلودگی و تخریب اکوسیستم‌های دریایی کمک کند. نتیجه به‌دست‌آمده هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی گل‌خندان (۱۴۰۳ج) و کاهیا و عمری (۲۰۲۴) است.

در شکل (۲) خلاصه اهم نتایج این پژوهش در مورد اثرگذاری متغیرها بر پایداری محیط‌زیست ایران نشان داده شده است.



شکل (۲) خلاصه نتایج اصلی پژوهش

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

[1]Pollution Haven Hypothesis
[2]Aladejare
[3]Pollution Halo Hypothesis
[4]Birdsall & Wheeler

در این مطالعه نقش رانت نفت در زمینه اثرگذاری اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز بر سلامت محیط‌زیست در ایران طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۲۲ بررسی شده است. به این منظور از شاخص جامع پایداری محیط‌زیست به نام ضریب ظرفیت بار (LCF) که به‌طور هم‌زمان عرضه و تقاضای طبیعت را در نظر می‌گیرد و به‌صورت نسبت ظرفیت زیستی به ردپای اکولوژیکی تعریف می‌شود، به‌عنوان متغیر وابسته، از اقدامات و سیاست‌های مدیریت سبز (شامل فناوری‌های سبز و انرژی پاک)، رانت نفت و اثر تعاملی این دو متغیر به‌عنوان متغیرهای مستقل و از متغیرهای رشد اقتصادی، تجارت و شهرنشینی به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است. در نهایت با بهره‌گیری از رویکرد نوین خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی فوریه (F-ARDL) مبتنی‌بر بوت‌استراپ به برآورد ضرایب بلندمدت متغیرها پرداخته شده است.

نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار هر دو شاخص فناوری‌های سبز و انرژی پاک, تأثیر منفی و معنی‌دار رانت نفت بر LCF در بلندمدت است. اثر تعاملی فناوری‌های سبز و انرژی پاک با رانت نفت بر LCF، منفی و معنی‌دار و گویای این موضوع است که رانت نفت، پایداری محیط‌زیستی را از طریق تضعیف فناوری‌های سبز و انرژی پاک کاهش می‌دهد. این نتیجه می‌تواند شاهدی دیگر از وجود نفرین منابع طی دوره مورد بررسی در ایران باشد. بر اساس سایر نتایج، رشد اقتصادی و شهرنشینی، اثر منفی و معنی‌دار و تجارت اثر مثبت و معنی‌دار بر LCF داشته است. استحکام نتایج تجربی به‌دست‌آمده با تغییر در شاخص اقدامات سبز نیز تأیید شده است. بر این اساس، توصیه‌ها و پیشنهادات سیاستی زیر مطرح می‌شود:

۱. تدوین و اعمال سیاست‌های لازم در جهت کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و تقویت بخش‌های دیگر (تنوع‌بخشی اقتصاد). همچنین، بایستی بخشی از درآمدهای حاصل از فروش منابع نفتی را با ایجاد صندوق‌های سبز به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مناسب (دوست‌دار) و سازگار با محیط‌زیست اختصاص داد تا اکتشاف، استخراج و مصرف نفت به ناپایداری و تخریب محیط‌زیست منجر نگردد.

۲. از آن‌جا که دست‌یابی به رشد اقتصادی، از اهداف اصلی کشورها بالاخص کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران است، باید تلاش شود تا رشد اقتصادی بالاتر که مستلزم استفاده از انرژی بیشتر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید است، با به‌کارگیری فناوری‌های سبز و تقویت انرژی‌های پاک صورت بگیرد.

۳. با توجه به تأثیر مثبت تجارت بر پایداری محیط‌زیست، حرکت به‌سمت یک اقتصاد باز و واردکردن فناوری‌های پیشرفته کارا و سازگار با محیط‌زیست و همچنین وارد نمودن کالاهایی که در فرآیند تولید مقادیر زیادی از آلاینده‌ها را تولید می‌کنند می‌تواند به بهبود کیفیت محیط‌زیست در ایران کمک کند.

۴. با توجه به تأثیر مثبت درجه شهرنشینی بر پایداری محیط‌زیست، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان شهری در فرایند گسترش شهرنشینی لازم است جلوگیری از تخریب محیط‌زیست را مورد توجه جدی قرار داده و مصرف صحیح انرژی را در اولویت قرار دهند. همچنین می‌توانند با فراهم کردن بسترهای مناسب و توسعه روستاها ضمن برقراری یک توازن جمعیتی مناسب، از تخریب محیط‌زیست نیز بکاهند.

۵. انتخاب شاخص‌ها و مدل‌سازی‌های مختلف ممکن است جنبه‌های دیگری نیز در زمینه موضوع پژوهش پوشش دهد که در مطالعه حاضر بررسی نشده است و می‌تواند موضوعاتی برای پژوهش‌های آتی باشد. همچنین، استفاده از روش‌های جایگزین مانند رویکردهای نامتقارن غیرخطی، مدل‌های تغییر رژیم و یا تحلیل‌های هم‌انباشتگی آستانه در پژوهشات تجربی آتی برای بررسی اعتبار یافته‌های تجربی این مقاله، توصیه شود.

منابع

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳الف). تأثیر آستانه‌ای پیچیدگی اقتصادی بر وابستگی به منابع طبیعی در کشورهای منطقه MENA. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۱): ۱۳۸-۱۷۴. Doi: 10.22034/jepr.2024.141515.1130

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳ب). تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در کشورهای منتخب منطقه MENA: آزمون فرضیه منحنی زیست‌محیطی فیلیپس (EPC). *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۹(۶۴): ۱۳۳-۱۷۳. Doi: 10.30465/jnet.2025.49103.2145

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳ج). جهانی‌شدن مالی و پایداری زیست‌محیطی در ایران: رویکرد BFGC-Q. *مجلس و اقتصاد*، ۲: ۶۵۷-۶۹۱. Doi: 10.22034/mec.2025.17742.1102

گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۴). تأثیر وابستگی به منابع طبیعی و جهانی‌شدن اقتصادی بر پایداری محیط‌زیستی در ایران در چارچوب منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل. *محیط‌زیست و توسعه فرابخشی*، ۱۰(۸۷): ۶۰-۷۷. Doi: 10.22034/envj.2025.444793.1346

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

محتشمی، نازیلا؛ صالح، ایرج و رفیعی، حامد. (۱۳۹۴). تأثیر رشد صادرات نفت بر کیفیت محیط‌زیست در کشور ایران. *اقتصاد کشاورزی*، ۹(۲): ۱۴۲-۱۲۱.

محمدیان‌منصور، صاحبه و گل‌خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۲). اثر تعاملی حکمرانی خوب و رانت نفت بر امید به زندگی در ایران. *راهبردهای مدیریت در نظام سلامت*، ۸(۲): ۱۴۴-۱۶۰.

نادمی، یونس و دالوندی، معصومه. (۱۴۰۲). اثر نوآوری و توسعه مالی بر انتشار دی اکسیدکربن. *مطالعات زیست بوم اقتصاد نوآوری*، ۳(۲): ۱-۱۸. Doi: 10.22111/innoeco.2023.45415.1061

Ahmad, M. & Zheng, J. (2021). Do innovations in environmental-related technologies cyclically and asymmetrically affect environmental sustainability in BRICS nations? *Technology in Society*. 67. 101746. https://doi.org/10.1016/j. techsoc.2021.101746

Aytun, C., Erdogan, S., Pata, U. K. & Cengiz, O. (2024). Associating environmental quality, human capital, financial development, and technological innovation in 19 middle-income countries: A disaggregated ecological footprint approach. *Technology in Society*, 76(4), 102445. https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2023.102445

Bhattacharyya, S. & Hodler, R. (2014). Do natural resource revenues hinder financial development? The role of political institutions. *World Development*, 57(C), 101-113. DOI: 10.1016/j.worlddev.2013.12.003

Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A Stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*. 27(3), 381-409. DOI:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x

Bekun, F.V., Gyamfi, B.A., Onifade, S.T. & Agboola, M.O. (2021). Beyond the environmental Kuznets Curve in E7 economies: accounting for the combined impacts of institutional quality and renewables. Journal of Cleaner Production, 314, 127924. https:// doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.127924

Bergougui, B. (2024). Investigating the relationships among green technologies, financial development, and ecological footprint levels in Algeria: Evidence from a novel Fourier ARDL approach. *Sustainable Cities and Society*, 112(1), 105621. https://doi.org/10.1016/j.scs.2024.105621

Bergougui, B., Aldawsari, M.I. (2024). Asymmetric impact of patents on green technologies on Algeria's Ecological Future. *Journal of Environmental Management*, 355(28), 120426. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2024.120426

Bilgili, F., Soykan, E., Dumrul, C., Awan, A., Onderol, S. & Khan, K. (2023). Disaggregating the impact of natural resource rents on environmental sustainability in the MENA region: A quantile regression. *Resources Policy*, 85.

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. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103825

Christopoulos, D.K. & Leon-Ledesma, M.A. (2011). International output convergence, breaks, and asymmetric adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics,* 15(3), 67-97. https://doi.org/10.2202/1558-3708.1823

Dogan, A., Pata, U. K. (2022). The role of ICT, R&D spending, and renewable energy consumption on environmental quality: testing the LCC hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*. 380(1), 135038. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.135038

Du, J., Yang, X., Long, D. & Xin, Y. (2024). Modeling the influence of natural resources and social globalization on load capacity factor: New insights from the ASEAN countries, *Resources Policy*, 91(3), 104816. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104816

Enders, W. & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters.* 117(1), 196-199. https://doi.org/10.1016/j. econlet.2012.04.081

Erdogan, S. (2024). On the impact of natural resources on environmental sustainability in African countries: A comparative approach based on the EKC and LCC hypotheses. *Resources Policy*, 88(3), 104492. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104492
Feng, Q., Usman, M., Saqib, N. & Mental, U. (2024). Modeling the contribution of green technologies, renewable energy, economic complexity, and human capital in environmental sustainability: Evidence from BRICS countries. *Gondwana Research*, 132(6), 168-181. https://doi.org/10.1016/j.gr.2024.04.010
Gallant, AR. (1981). On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the Fourier flexible form. *Journal of Econometrics*. 15(2), 211-245. https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90115-9
Gregory, A.W. & Hansen, B.E. (1996). Practitioners' corner: Tests for co-integration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of economics and statistics*. 58(3), 555-560. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x.
Hatemi-J, A. (2008). Tests for co-integration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*. 35(3), 497-505. https://doi.org/10.1007/s00181-007-0175-9
Hossain, E., Ullah, E., Rehman, M. Z., Haseeb, M. & Esquivias, M.A. (2024). Going Sustainable or Going Extinct: The Consequences of Clean Technologies, Green Finance, and Natural Resources on the Environment. *Sustainability,* 16(14). https://doi.org/10.3390/su16145836
Javaheri, B. & Azizi, V. (2024). The Role of environmental innovation and economic complexity in reducing environmental degradation of Iran. *Parliament and Economy*, 1, 73-101. DOI: 10.22034/mec.2024.16723.1026
Kathuria, K. & Kumar, N. (2022). Are exports and imports of India's trading partners co-integrated? Evidence from Fourier bootstrap ARDL procedure. *Empirical Economics*. 62(3), 1177-1191. https://doi.org/10.1007/s00181-021-02061-z
Kahia, M. & Omri, A. (2024). Oil rents and environmental sustainability: Do green technologies and environmental technological innovation matter? *Journal of Open Innovation: Technology, Marke*t, and Complexity, 10(3). https://doi.org/10.1016/j.joitmc.2024.100366
Kirikkaleli, D., Sofuoglu, ˘ E. & Ojekemi, O. (2023). Do patents on environmental technologies matter for the ecological footprint in the USA? Evidence from the novel Fourier ARDL approach. *Geoscience Frontiers*, 14(4), 101564. https://doi.org/ 10.1016/j.gsf.2023.101564
Lin, H.H., Hsu, C.C., Wu, P.H., Shen, C.C & Chen, GH. (2024). Demystifying the interconnections among natural resources, fintech, green technologies, and sustainable environment in E-7 nations. *Resources Policy*, 90(3). 104698 https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104698
Liu, Y., Lei, P., Shen, B., et al. (2024). Green technology advancement, energy input share and carbon emission trend studies. *Sci. Rep*, 14. https://doi.org/10.1038/ s41598-024-51790-5, 20042024
Luqman, M. (2024). Transition towards natural resource rents and green technology to achieve China's COP26 success: A novel insights in the case of trade openness and environmental pollution. *Resources Policy*, 92. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105021
Lütkepohl, H. (2006). Structural vector autoregressive analysis for co-integrated variables. Allgemeines Statistisches Archive, 90, 75-88.
Majekodunmi, T.B., Shaari, M.S., Abidin, N.Z. & Ridzuan, A.R. (2023). Green technology, exports, and CO2 emissions in Malaysia. *Heliyon*, 9(8), 18625. DOI: 10.1016/j.heliyon.2023.e18625
McNown, R., Sam, C.Y., Goh, S.K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for co-integration. *Appl. Econ*. 50(13), 1509-1521. https://doi.org/ 10.1080/00036846.2017.1366643
Mahmood, H. & Saqib, N. (2022). Oil rents, economic growth, and CO_2 emissions in 13 OPEC member economies: Asymmetry analyses. *Front. Environ. Sci*, 10, 1025756. https://doi.org/10.3389/FENVS.2022.1025756/BIBTEX
Omay, T. (2015). Fractional frequency flexible Fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing. *Economics Letters*. 134(3), 123-126. https://doi.org/10.1016/j. econlet.2015.07.010
Pata, U. K. (2021). Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. The European Journal of Health Economics, 22(9), 1427-1439. https://doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0
Pata, U.K. & Aydın, M. (2020). Testing the EKC hypothesis for the top six hydropower energy-consuming countries: Evidence from Fourier bootstrap ARDL procedure. *Journal of Cleaner Production*. 264(3), 121699. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121699
Pata, U.K. & Ertugrul, H.M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital, and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 81(26), 103352. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352
Pata, U.K., Kartal, M.T., Adebayo, T.S. & Ullah, S. (2024). Enhancing environmental quality in the United States by linking biomass energy consumption and load capacity factor. *Geoscience Frontiers*, 14(3), 101531. https://doi.org/10.1016/j.gsf.2022.101531
Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. https://doi.org/ 10.1002/jae.616
Porter, M. (1991). America's green strategy. *Sci. Am*, 264, 168. https://doi.org/ 10.1038/scientificamerican0491-168
Porter, M.E. & Van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment competitiveness relationship. *J. Econ. Perspect*, 9(4), 97-118. http:// www.jstor.org/stable/2138392

Qing, L., Usman, M., Radulescu, M., & Haseeb, M. (2024). Towards the vision of going green in South Asian region: The role of technological innovations, renewable energy and natural resources in ecological footprint during globalization mode. *Resources Policy*, 88, 104506. https://doi.org/10.1016/j. resourpol.2023.104506

Sam, C., McNown, R. & Goh, S. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for co-integration. *Economic Modelling*, 80(3), 130-141. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.11.001

Saqib, N. & Dinca, ˘ G. (2023). Exploring the asymmetric impact of economic complexity, FDI, and green technology on carbon emissions: Policy stringency for clean-energy investing countries. *Geoscience Frontiers*, 15(4), 101671. https://doi.org/10.1016/ j.gsf.2023.101671

Shi, Y., Li, J., Fang, Z., Li, Y., Hu, H., Nie, W. & Meng, F. (2024). Probing the role of natural resources and urbanization towards ecological sustainability in BRICST economies. *Resources Policy*, 91. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104739

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

Solarin, S.A. (2019). Modeling the relationship between financing by the Islamic banking system and environmental quality: Evidence from bootstrap autoregressive distributive lag with Fourier terms. *Quality & Quantity*, 53(6), 2867-2884. https://doi. org/10.1007/s11135-019-00904-7

Sun, Y. Li, Y., Yu, T., Zhang, X., Liu, L. & Zhang, P. (2021). Resource extraction, environmental pollution and economic development: evidence from prefecture level cities in China, *Resource Policy*, 74, 102330. https://doi.org/10.1016/ j.resourpol.2021.102330

Uzar, U. & Eyuboglu, K. (2025). the Role of Income Inequality in Shaping Fishing Ground Footprint in Indonesia: Insights from the Fourier Augmented ARDL Approach. *Marine Policy*, 176. https://doi.org/10.1016/j.marpol.2025.106635

Voumik, L.C., Ghosh, S., Rashid, M., Das, M.K., Esquivias, M.A. & Rojas, O (2024). The effect of geopolitical risk and green technology on load capacity factors in BRICS. *Utilities Policy*, 88, 101757. https://doi.org/10.1016/j.jup.2024.101757

Ya, D., Quddos, A., Feng, M., Ullah, A. & Ameer, W. (2024). Assessing the impact of fiscal policy and natural resources on environmental degradation in BRICS countries: A resource management perspective. *Resources Policy,* 90. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104792

Zambrano-Monserrate, M.A. & Ormeño-Candelario, V. (2023). Disaggregated impact of natural resources rents on the ecological footprint: new evidence from more polluting countries. *Mineral Economics*, DOI: 10.1007/s13563-023-00407-w