



## تأثیر وابستگی به منابع طبیعی و جهانی شدن اقتصادی بر پایداری محیط‌زیستی در ایران در چارچوب منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل

ابوالقاسم گل خندان<sup>۱\*</sup>

<sup>۱\*</sup> - گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

<p><b>نوع مقاله:</b> پژوهشی</p> <p><b>تاریخچه مقاله:</b> دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۳۰ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۱۹</p> <p><b>کلمات کلیدی:</b> تخریب محیط‌زیست، وابستگی به منابع طبیعی، جهانی شدن اقتصادی، منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل، مدل تصحیح خطای برداری</p>	<p><b>چکیده:</b> کیفیت محیط‌زیست و عوامل تعیین‌کننده آن یکی از مهم‌ترین مباحث مطرح در حوزه اقتصاد محیط‌زیست می‌باشد. وابستگی اقتصاد ایران به رانت منابع طبیعی و توجه به این نکته که کشور ایران در مسیر توسعه‌یافتگی و آزادسازی تجاری گام بر می‌دارد، بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی، جهانی شدن اقتصادی و رشد اقتصادی را بر کیفیت محیط‌زیست در ایران مهم جلوه می‌دهد. از طرفی منحنی محیط‌زیستی کوزنتس (EKC) کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به شکل U معکوس می‌باشد. در مطالعات جدیدتر با توجه به نقدهای وارده بر EKC کلاسیک، عوامل مؤثر بر تخریب محیط‌زیست با استفاده از معادله درجه سوم و در چارچوب فرم N-شکل EKC مورد آزمون قرار گرفته است. بر این اساس، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر وابستگی به منابع طبیعی و جهانی شدن اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست در ایران در چارچوب منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل می‌باشد.</p> <p><b>مواد و روش‌ها:</b> مدل مطالعه توصیفی-تحلیلی و کاربردی حاضر با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۲۱ طراحی شده و در بر گیرنده متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه (به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی)، مربع و مکعب تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم رانت منابع طبیعی از GDP (به‌عنوان شاخص وابستگی به منابع طبیعی)، بعد اقتصادی شاخص جهانی شدن KOF و دو شاخص تخریب محیط‌زیست (میزان انتشار گاز CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیک) است. داده‌های مورد استفاده از پایگاه‌های داده‌ای شاخص‌های توسعه جهانی متعلق به بانک جهانی، مؤسسه اقتصادی KOF و شبکه ردپای جهانی گردآوری شدند. در این مطالعه با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن-یوسیلیوس، رابطه بلندمدت بین متغیرها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در نهایت با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) به برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها پرداخته شده است. تحلیل داده‌ها نیز به کمک نرم افزار Eviews12.0 انجام شد.</p> <p><b>نتایج:</b> برآورد مدل به روش VECM نشان می‌دهد که در بلندمدت اثر رشد اقتصادی، مربع و مکعب آن بر هر دو شاخص تخریب محیط‌زیست معنادار و به ترتیب مثبت، منفی و مثبت است که تأییدکننده فرضیه EKC به شکل N می‌باشد. بر اساس سایر نتایج، اثر بلندمدت وابستگی به منابع طبیعی و جهانی شدن اقتصادی بر هر دو شاخص تخریب محیط‌زیست، معنادار و به ترتیب مثبت و منفی است. با یک درصد افزایش در سهم رانت منابع طبیعی از GDP، انتشار CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیک به ترتیب حدود ۰/۱۸ و ۰/۱۶ درصد، افزایش و با یک درصد افزایش در بعد جهانی شدن KOF، انتشار CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیک به ترتیب حدود ۰/۴۹ و ۰/۵۴ درصد، کاهش می‌یابد. همچنین، ضریب تصحیح خطا حدود ۰/۲۲- تا ۰/۲۵- برآورد شده و در بازه زمانی کوتاه‌مدت تنها جهانی شدن اقتصادی اثر معنادار بر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست داشته است.</p>
---	--

**بحث:** دست‌یابی به نرخ رشد اقتصادی بالاتر در آینده نزدیک می‌تواند با گذر از نقطه بازگشت دوم منحنی EKC به تخریب محیط‌زیست بیانجامد. لذا باید تلاش شود تا رشد اقتصادی بالاتر که مستلزم استفاده از انرژی بیشتر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید است، با ایجاد و تقویت انرژی‌های پاک صورت بگیرد. همچنین، دولت بایستی اقدامات و سیاست‌های کنترلی لازم را برای حفظ و جلوگیری از بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی اتخاذ کند و بخشی از درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی را با ایجاد صندوق‌های سبز به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مناسب و سازگار با محیط‌زیست اختصاص دهد. علاوه بر این، با تأیید فرضیه مدیریت جهانی محیط‌زیست که نشان می‌دهد جهانی‌شدن اقتصادی، تقاضای محیط‌زیستی را کاهش می‌دهد، حرکت به سمت یک اقتصاد باز می‌تواند به بهبود کیفیت محیط‌زیست در ایران کمک کند.

## مقدمه

در زمینه رابطه افزایش درآمد (تولید ملی) و کیفیت محیط‌زیست دو دیدگاه کلی وجود دارد. دیدگاه نخست بر این باور است که سطوح بالاتری از فعالیت‌های اقتصادی (مصرف و تولید) همواره نیازمند مقادیر بیشتری از انرژی و مواد اولیه است و فرآورده‌های فرعی زائد بیشتری را به جا می‌گذارد. استخراج بی‌رویه منابع طبیعی، انباشت ضایعات و تمرکز بر روی آلاینده‌ها، می‌تواند ظرفیت زیست‌کره را درهم بشکند و در نهایت با وجود افزایش درآمد به تخریب کیفیت محیط‌زیست منجر شود. بنابراین جهت حفظ محیط‌زیست و حمایت از فعالیت‌های اقتصادی، رشد اقتصادی باید متوقف شده و جهان باید به سمت یک حالت پایدار اقتصادی حرکت کند. از طرف دیگر، دیدگاه دوم معتقد است که سریع‌ترین راه بهبود محیط‌زیست از کانال تولید ملی و افزایش رشد اقتصادی صورت می‌گیرد؛ بدین‌گونه که با افزایش سطوح درآمدی، تقاضا برای کالا و خدماتی که کمتر ماده‌بر باشند، افزایش می‌یابد و این خود به ترویج و پذیرش معیارهای حفاظت محیط‌زیستی در فرایند تولیدات منجر می‌شود (Jafari & Samimi & Ahmadpour, 2011).

بر این اساس، شناسایی چگونگی اثرگذاری رشد اقتصادی بر کیفیت محیط‌زیست همواره یکی از مهم‌ترین مجادلات در حوزه اقتصاد و محیط‌زیست بوده است. سؤال اساسی در این مطالعات آنست که افزایش رشد اقتصادی چه اثراتی بر تخریب محیط‌زیست خواهد داشت؟ "منحنی محیط‌زیستی کوزنتس" (EKC) از لحاظ نظری به این ارتباط پاسخ می‌دهد و معتقد است که در سطوح پایین رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و در سطوح بالای رشد اقتصادی، ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد (Daliri, 2020). به‌عبارت دیگر،

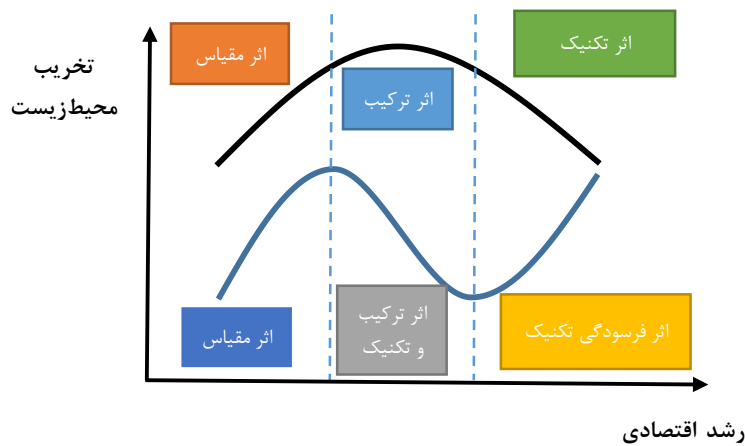
EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به‌شکل U معکوس می‌باشد. تاکنون مطالعات داخلی و خارجی فراوانی عوامل مؤثر بر تخریب محیط‌زیست را در قالب EKC کلاسیک مورد بررسی تجربی قرار داده‌اند؛ اما در مطالعات تجربی جدیدتر با توجه به نقدهای وارده بر EKC کلاسیک، این اثرگذاری با استفاده از معادلات درجه سوم و در چارچوب فرم N شکل EKC مورد آزمون و بررسی قرار گرفته است (Rashdan et al., 2021; Shehzad et al., 2022; Faisal et al., 2023; Narcisse et al., 2023; Jahanger et al., 2023; Hossain et al., 2023).

در شکل ۱ فرم کلاسیک و فرم N-شکل EKC نشان داده شده است. فرم EKC کلاسیک در واقع بیان‌گر آمیزه‌ای از سه ارتباط عمده بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیط‌زیست می‌باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک). بر اساس مفهوم اثر مقیاس، هنگامی که میزان ستانده و نهاده‌ها در اقتصاد افزایش می‌یابد، کیفیت محیط‌زیست رو به کاهش خواهد بود. اثر ترکیب ناشی از تغییر ساختاری است که در اقتصاد اتفاق می‌افتد. تخریب محیط‌زیست با تغییر ساختار اقتصاد از صنعتی به خدماتی و همچنین توسعه‌ی صنایع دانش‌بنیان و تکنولوژی پیشرفته کاهش می‌یابد. اثر تکنولوژی دلالت بر این موضوع دارد که چون کشورهای ثروتمند قادر به سرمایه‌گذاری بیشتر بر روی تحقیق و توسعه هستند، بنابراین رشد اقتصادی منجر به پیشرفت تکنولوژی و جای‌گزینی فناوری‌های منسوخ و آلوده با فناوری‌های جدید و پاک‌تر می‌شود که کیفیت محیط‌زیست را ارتقاء می‌دهد (Kazerouni et al., 2019).

اکنون به مشخصات EKC درجه سوم یعنی EKC به شکل N می‌پردازیم. حتی اگر سطح تخریب محیط‌زیست با رشد اقتصادی بیشتر، کاهش یابد؛ زمانی که اثر مقیاس از اثر

است یا خیر. اگر پاسخ مثبت است، بهتر است EKC به شکل N مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد؛ زیرا این شکل از EKC می‌تواند ماهیت تخریب محیط‌زیست را با افزایش در سطح بزرگ‌تری از درآمد نشان دهد که ممکن است این بررسی با EKC کلاسیک امکان‌پذیر نباشد. فرم N-شکل EKC می‌تواند جنبه آینده‌نگرانه‌تری را در رابطه با تخریب محیط‌زیستی ارائه دهد؛ در حالی که EKC کلاسیک می‌تواند جنبه فعلی و آینده نزدیک را در این رابطه ترسیم کند (Sinha et al., 2019: 67).

فنی پیشی بگیرد، فرسودگی تکنیکی به همراه افزایش سطح تخریب محیط‌زیست رخ می‌دهد. در واقع، زمانی که پیشرفت‌های تکنیکی، بازدهی رو به رشد مستمری نداشته باشند و کاهش بازده فنی، اقتصادها را برای بازگشت به وضعیت تخریب محیط‌زیستی فزاینده تسریع کند، این رابطه N-شکل می‌شود. انتخاب بین این دو مشخصه از EKC تا حد زیادی به جنبه‌های زمینه‌ای بستگی دارد؛ زیرا این جنبه‌ها نشان می‌دهند که فرسودگی تکنیکی ایجاد شده است یا خیر. به‌عنوان مثال، باید بررسی شود که آیا مطالعات قبلی در زمینه EKC کلاسیک انجام شده



شکل ۱- کانال‌های مختلف تخریب محیط‌زیست در منحنی‌های EKC کلاسیک و N-شکل. مأخذ: Sinha و همکاران (۲۰۱۹)

اقتصادی بر روی کیفیت محیط‌زیست را همان‌طور که در فرضیه EKC پیش‌بینی شده است، درونی کرد (Erdogan, 2023). در مقابل، نتایج مطالعات دسته دوم نشان می‌دهند که رانت منابع طبیعی به‌طور مخربی بر کیفیت محیطی تأثیر می‌گذارد و وفور منابع طبیعی، ظرفیت‌های انسانی را برای سرمایه‌گذاری در پیشرفت تکنولوژی محدود می‌کند. استخراج انبوه منابع طبیعی و استفاده ناپایدار از آن‌ها در شیوه‌های تولید و مصرف باعث از بین رفتن تنوع زیستی و کاهش منابع می‌شود و چالش‌های محیط‌زیستی مانند کمبود آب، جنگل‌زدایی و گرم‌شدن زمین را ایجاد می‌کند (Danish et al., 2019). دسته سوم نیز دریافته‌اند که رانت منابع طبیعی بر کیفیت محیطی تأثیر نمی‌گذارد که این نتیجه از "فرضیه خنثی" در این زمینه پشتیبانی می‌کند (Hundie et al., 2022). شایان ذکر است که برخی از محققان معتقدند که رابطه بین رانت منابع طبیعی و کیفیت محیطی به عوامل

وابستگی به منابع طبیعی یکی از متغیرهای مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست بالاخص در کشورهای ثروتمند از نظر منابع می‌باشد. ارتباط نظری بین منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست، مختلط و ناهمگون است. مطالعات در این حوزه را می‌توان در سه دسته کلی تقسیم‌بندی کرد. دسته نخست استدلال می‌کنند که رانت منابع طبیعی تأثیر مثبت بر کیفیت محیط‌زیست داد و منابع طبیعی کیفیت محیطی را با کاهش واردات و مصرف سوخت‌های فسیلی بهبود می‌بخشد. از طرفی تغییر از فناوری‌های سنتی به فناوری‌های پیشرفته و پاک‌تر می‌تواند با ایجاد صندوق‌های سبز از طریق درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی امکان‌پذیر باشد (Pata & Ertugrul, 2023). علاوه بر این، فراوانی منابع طبیعی می‌تواند به بهبود عملکرد اقتصادی یک کشور منجر گردد که به صعود و بالا رفتن از نردبان توسعه و رشد اقتصادی کمک می‌کند. بر این اساس می‌توان نتایج نامطلوب توسعه



سرمایه انسانی و منابع طبیعی بر ردپای اکولوژیک در ایران طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۸۸ و با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار رشد اقتصادی و سرمایه انسانی بر ردپای اکولوژیک در کوتاه‌مدت و تأثیر مثبت و معنادار منابع طبیعی بر ردپای اکولوژیک در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

Letafat و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر جهانی‌سازی اقتصادی و سیاسی بر ردپای اکولوژیک در ایران: کاربرد رویکرد هم‌جمعی نامتقارن غیرخطی" با استفاده از رهیافت ARDL غیرخطی (NARDL) این اثرگذاری را طی سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج بلندمدت نشان داد که تکانه‌های منفی ناشی از جهانی‌شدن اقتصادی و سیاسی اثر معنادار بر ردپای بوم‌شناختی دارد و به ترتیب موجب افزایش ۰/۱۷ درصدی و کاهش ۴ درصدی در مقدار این شاخص می‌شود. در حالی که شوک‌های مثبت جهانی‌شدن اقتصادی و سیاسی اثر معناداری بر کیفیت محیط‌زیست ندارد.

با نگاه به شرایط کنونی محیط‌زیست ایران، ضرورت پرداختن به محیط‌زیست بیشتر آشکار می‌شود. بر اساس گزارشات اطلس جهانی کربن (۲۰۲۰) و وزارت نیرو (۲۰۲۲)، ایران پس از کشورهای چین، آمریکا، هند، روسیه و ژاپن در رتبه ششم انتشار CO<sub>2</sub> در جهان قرار دارد و سهمی معادل ۲/۱۴ درصد از کل انتشار گازهای گلخانه‌ای جهان را به خود اختصاص داده و از سال ۲۰۰۰ میلادی تا سال ۲۰۱۹ انتشار CO<sub>2</sub> در ایران از ۰/۴۴ به بیش از ۰/۵۲ رسیده است (Abdollahi & Ghaderi, 2023). وابستگی به منابع طبیعی و توجه به این موضوع که کشور ایران در مسیر توسعه‌یافتگی و آزادسازی تجاری و پیوستن به WTO گام بر می‌دارد؛ بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی، جهانی‌شدن اقتصادی و رشد اقتصادی را بر کیفیت محیط‌زیست در ایران مهم جلوه می‌دهد. بر این اساس، هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر وابستگی به منابع طبیعی و جهانی‌شدن اقتصادی بر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست در ایران در چارچوب فرضیه منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۵ می‌باشد.

دو متغیر بر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست در کشور هند و در چارچوب EKC طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. به این منظور از برآوردگر شبیه‌سازی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پویا (DARDL) و رویکرد علیت دامنه فرکانس (FDC) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه وجود EKC به شکل N با متغیر وابسته انتشار CO<sub>2</sub>، تأیید و با متغیر وابسته ردپای اکولوژیک رد می‌شود. رانت منابع طبیعی، مصرف انرژی و شهرنشینی نیز به‌طور مثبتی با تخریب محیط‌زیست در بلندمدت مرتبط هستند.

Akadiri و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان "رانت منابع طبیعی، جهانی‌شدن مالی و تخریب محیط‌زیست: شواهدی از یک کشور غنی از منابع" نقش جهانی‌شدن مالی و رانت منابع طبیعی را بر انتشار کربن در کشور نیجریه طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ بررسی کرده‌اند. به این منظور از تحلیل‌های علیت گرنجر طیفی -Breitung- Candelin و انسجام موجک استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه علی یک‌طرفه از جهانی‌شدن مالی و رانت منابع طبیعی به انتشار کربن است که مؤید این موضوع می‌باشد که جهانی‌شدن مالی و رانت منابع طبیعی برای پیش‌بینی تخریب محیط‌زیست در کشور نیجریه مفید هستند.

Du و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان "مدل‌سازی تأثیر منابع طبیعی و جهانی‌شدن اجتماعی بر ضریب ظرفیت بار: بینش‌های جدید از کشورهای آسه‌آن" به ارزیابی اثر منابع طبیعی و جهانی‌شدن اجتماعی بر ضریب ظرفیت بار (که از نسبت ظرفیت بیولوژیک به ردپای اکولوژیک به‌دست می‌آید) در شش کشور منطقه آسه‌آن (ASEAN) در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل نیز با به‌کارگیری روش اثرات ثابت رگرسیون کوانتایل گشتاوری (MMQR) و برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)، نشان‌دهنده تأثیر مثبت منابع طبیعی و جهانی‌شدن اجتماعی بر ضریب ظرفیت بار در بلندمدت است.

Abdollahi و Ghaderi (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی تأثیر منابع طبیعی و سرمایه انسانی بر ردپای اکولوژیک ایران" با به‌کارگیری ردپای اکولوژیک به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست، به بررسی اثر رشد اقتصادی،

## مواد و روش‌ها

فرم تبعی مدل این پژوهش با توجه به اهداف آن و بر اساس مطالعه Shehzad و همکاران (۲۰۲۲) به صورت زیر تعیین شده است:

$$EQ = f(gdp, gdp^2, gdp^3, NR, EG, \varepsilon) \quad (1)$$

در رابطه فوق، EQ: شاخص اندازه‌گیری کیفیت محیط‌زیست، gdp: رشد اقتصادی، NR: وابستگی به منابع طبیعی، EG: جهانی شدن اقتصادی و  $\varepsilon$ : جزء اخلال (خطا) مدل است. از آنجا که مدل‌های لگاریتمی - خطی نتایج کارآمدتر و دقیق‌تری نسبت به مدل‌های خطی ارائه می‌کنند (Hossain et al., 2023) و با توجه به این که در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری کیفیت محیط‌زیست از دو

شاخص معکوس آن شامل میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید (CO<sub>2</sub>) و ردپای اکولوژیک (EF) استفاده شده است، مدل‌های اصلی این مطالعه به صورت فرم رگرسیونی زیر تعیین می‌شوند:

(۱)

$$\ln CO_{2t} = \theta_0 + \theta_1 \ln gdp_t + \theta_2 (\ln gdp_t)^2 + \theta_3 (\ln gdp_t)^3 + \theta_4 \ln NR_t + \theta_5 \ln EG_t + \varepsilon_t$$

(۲)

$$\ln EF_t = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_t + \beta_2 (\ln gdp_t)^2 + \beta_3 (\ln gdp_t)^3 + \beta_4 \ln NR_t + \beta_5 \ln EG_t + \varepsilon_t$$

در جدول ۱ تعریف دقیق متغیرها به همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آن‌ها گزارش شده است. شایان ذکر است که دوره‌ی زمانی این تحقیق سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ را در بر می‌گیرد (۳۲ سال).

جدول ۱- متغیرها و منابع داده‌ها

منبع	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	نماد	متغیر
وبسایت شبکه ردپای جهانی <sup>۳</sup> (GFN) (۲۰۲۳)	شاخص ردپای اکولوژیکی <sup>۲</sup> (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	<sup>۱</sup> EF	کیفیت محیط‌زیست
وبسایت شاخص‌های توسعه جهانی <sup>۵</sup> (WDI) متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۳)	میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (بر حسب متریک تن)	<sup>۴</sup> CO <sub>2</sub>	
وبسایت WDI (۲۰۲۳)	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	<sup>۶</sup> gdp	رشد اقتصادی
وبسایت WDI (۲۰۲۳)	سهم رانت منابع طبیعی از gdp (بر حسب درصد)	<sup>۷</sup> NR	وابستگی به منابع طبیعی
وبسایت مؤسسه اقتصادی KOF (۲۰۲۳)	زیرشاخص اقتصادی شاخص جهانی شدن <sup>۹</sup> KOF (بر حسب درصد)	<sup>۸</sup> EG	جهانی شدن اقتصادی

نشانی وبسایت GFN: <https://www.footprintnetwork.org>

نشانی وبسایت WDI: <https://data.worldbank.org/indicator>

نشانی وبسایت مؤسسه KOF: <https://kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html>

<sup>۱</sup>Ecological Footprint (EF)

<sup>۲</sup>این شاخص توسط Wackernagel & Rees (۱۹۹۶) ارائه شده است و نرخ مصرف منابع و تولید ضایعات توسط انسان را با نرخ بازتولید منابع و دفع ضایعات توسط زیست‌کره مقایسه می‌کند که بر اساس مقدار زمین مورد نیاز (بر حسب هکتار) برای نگه‌داشتن این چرخه تعریف می‌شود.

<sup>۳</sup>Global Footprint Network (GFN)

<sup>۴</sup>Carbon Dioxide Emissions (CO<sub>2</sub>)

<sup>۵</sup>World Development Indicators (WDI)

<sup>۶</sup>Gross Domestic Product (GDP)

<sup>۷</sup>Natural Resources (NR)

<sup>۸</sup>Economic Globalization (EG)

<sup>۹</sup>شاخص جهانی شدن KOF سالانه از سوی یک مؤسسه اقتصادی در سوئیس منتشر می‌شود و مقدار آن بین دو عدد صفر و ۱۰۰ می‌باشد. این شاخص از ترکیب سه زیرشاخص جهانی شدن اقتصادی با وزن ۳۶ درصد، جهانی شدن اجتماعی با وزن ۳۸ درصد و جهانی شدن سیاسی با وزن ۲۶ درصد تشکیل شده است. زیرشاخص جهانی شدن اقتصادی شاخص KOF از دو بخش با وزن مساوی ۵۰ درصد به نام‌های جریان‌های واقعی (شامل سهم تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری پرتفوی و پرداختی‌ها به اتباع خارجی از GDP) و محدودیت‌ها (شامل موانع پنهان واردات، متوسط نرخ تعرفه، مالیات بر تجارت بین‌المللی و محدودیت‌های حساب سرمایه) تشکیل شده است. به منظور آشنایی با شاخص جهانی شدن KOF اقتصادی و زیرشاخص‌های آن به مطالعه Golkhandan (۲۰۱۶) رجوع کنید.

بر اساس ضرایب برآوردی رابطه (۲) و با فرض معناداری این ضرایب می‌توان ۹ حالت محتمل بین رشد اقتصادی و انتشار گاز CO<sub>2</sub> در نظر گرفت (تحلیل ضرایب برای رابطه (۳) نیز به همین شکل است):

جدول ۲- رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست بر اساس ضرایب برآوردی

حالت	وضعیت ضرایب برآوردی	نوع رابطه	نقطه (نقاط) بازگشت
۱	$\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$	عدم وجود رابطه	-
۲	$\theta_1 > 0, \theta_2 = \theta_3 = 0$	رابطه خطی مثبت (صعودی)	-
۳	$\theta_1 < 0, \theta_2 = \theta_3 = 0$	رابطه خطی منفی (نزولی)	-
۴	$\theta_1 > 0, \theta_2 < 0, \theta_3 = 0$	EKC به شکل منحنی U معکوس	$gdp^* = \exp\left(-\frac{\theta_1}{\theta_2}\right)$
۵	$\theta_1 < 0, \theta_2 > 0, \theta_3 = 0$	EKC به شکل منحنی U	
۶	$\theta_1 > 0, \theta_2 < 0, \theta_3 > 0$	EKC به شکل منحنی N	
۷	$\theta_1 < 0, \theta_2 > 0, \theta_3 < 0$	EKC به شکل منحنی N معکوس	$gdp^*_1, gdp^*_2 = \exp\left(\frac{-\theta_2 \pm \sqrt{\theta_2^2 - 3\theta_1\theta_3}}{3\theta_2}\right)$
۸	$\theta_1 < 0, \theta_2 < 0, \theta_3 > 0$	EKC به شکل منحنی J	-
۹	$\theta_1 < 0, \theta_2 < 0, \theta_3 > 0$	EKC به شکل منحنی J معکوس	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس مطالعات Shahbaz & Sinha (۲۰۱۹) و Hossain و همکاران (۲۰۲۳)

پراکندگی بین داده‌ها متعلق به 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.

در جدول ۳ خلاصه آماری متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. بر این اساس، طی دوره مورد بررسی پژوهش، میانگین سرانه انتشار CO<sub>2</sub> حدود ۶/۰۴ متریک تن، میانگین شاخص ردپای اکولوژیکی حدود ۲/۷۵ سرانه هکتار جهانی، میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه حدود ۴۵۵۱ دلار، میانگین سهم رانت منابع طبیعی از GDP حدود ۲۴/۸ درصد و میانگین شاخص جهانی شدن اقتصادی KOF حدود ۲۶/۱۹ درصد بوده است. بر اساس مشخصه آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان

جدول ۳- خلاصه آماری متغیرهای پژوهش به همراه منبع گردآوری داده‌های آن‌ها

آماره	متغیر				
	EG	NR	gdp	EF	CO <sub>2</sub>
میانگین	۲۶/۱۸۹	۲۴/۸۰۱	۴۵۵۱/۱۵۱	۲/۷۵۰	۶/۰۳۸
میانه	۲۷/۹۴۷	۲۴/۵۲۱	۴۸۲۸/۴۹۵	۳/۰۲۶	۶/۶۰۸
ماکسیمم	۳۲/۸۹۶	۳۴/۷۷۹	۵۴۵۰/۹۳۸	۳/۲۶۰	۷/۵۷۱
مینیمم	۱۴/۲۳۴	۱۳/۱۳۶	۳۳۶۳/۵۱۰	۱/۵۵۷	۳/۵۵۷
انحراف استاندارد	۵/۷۴۱	۵/۹۴۳	۷۲۷/۴۳۵	۰/۵۴۷	۱/۳۶۹
چولگی	-۰/۷۴۸	-۰/۰۶۹	-۰/۲۹۴	-۰/۹۳۱	-۰/۴۲۹
کشیدگی	۲/۲۰۴	۲/۴۰۲	۱/۳۹۴	۲/۵۱۲	۱/۵۹۶
جارک-برا	۳/۸۲۸	۰/۵۰۳	۳/۸۹۹	۴/۹۴۱	۳/۶۱۱
احتمال	۰/۱۴۸	۰/۷۷۸	۰/۱۴۲	۰/۰۸۵	۰/۱۶۴
تعداد مشاهدات	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

تعداد بردارهای هم‌انباشتگی و ویژگی‌های آماری VAR را تعیین کرد. رتبه کامل ( $m=K$ ) به این معنی است که VAR ایستا است.  $m=0$  نشان می‌دهد که VAR غیر ایستا، اما بدون معادلات هم‌انباشتگی است. رتبه کاهش یافته ( $m < K$ ) به معنای  $m$  معادله هم‌انباشتگی است. در این حالت می‌توان ماتریس  $\Pi$  را به صورت  $\Pi = \alpha\beta'$  تجزیه کرد که در آن  $\alpha$  ماتریس  $k \times m$  از وزن‌ها و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت (مقادیر  $\alpha$  نزدیک به صفر دلالت بر اینرسی بالا و هم‌گرایی کند دارد) و  $\beta$  ماتریس  $k \times m$  ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است (Giuliodori & Rodriguez, 2015).

به‌طور کلی برآورد مدل به روش VECM مستلزم انجام چند گام است:

نخستین گام، انجام آزمون ریشه واحد (مانایی) و ایستایی است؛ چراکه امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای ناماننا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد. علاوه بر این، استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن-یوسیلیوس مستلزم آنست که کلیه متغیرهای مدل از درجه مانایی یکسان و واحد برخوردار باشند. به این منظور، در اولین گام با استفاده از دو آزمون ریشه واحد دیکی-فولر (DF) و فیلپس-پرون<sup>۱۴</sup> (PP) مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این دو آزمون نشان‌گر وجود ریشه واحد (نامانایی) و فرضیه مقابل نشان‌گر پایایی متغیر در سطح است.

تحلیل‌های هم‌انباشتگی یوهانسن-یوسیلیوس مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است. برای تعیین طول وقفه بهینه معیارهای گوناگون و مختلفی وجود دارد که در این مطالعه از معیارهای نسبت درست‌نمایی<sup>۱۵</sup> (LR)، خطای نهایی پیش‌بینی<sup>۱۶</sup> (FPE)، آکائیک<sup>۱۷</sup> (AIC)، شوارتز<sup>۱۸</sup> (SC) و حنان-کوئین<sup>۱۹</sup> (HQ) استفاده شده است؛ شایان ذکر است که در صورت مغایرت بین نتایج به‌دست‌آمده از این معیارها، حجم نمونه می‌تواند تعیین‌کننده معیار مناسب باشد.

در این مطالعه به‌منظور برآورد تجربی مدل‌های پژوهش و برآورد ضرایب و کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش هم‌انباشتگی ارائه شده توسط Johansen و Juselius (۱۹۹۰) و مدل تصحیح خطای برداری<sup>۱۰</sup> (VECM) استفاده شده است. "هم‌انباشتگی" به این معناست که بین دو یا چند متغیر که هر یک به‌تنهایی ناماناست، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. به‌علاوه متغیرهای هم‌انباشته دارای یک الگوی تصحیح خطا<sup>۱۱</sup> (ECM) نیز هستند که بیان‌گر رابطه کوتاه‌مدت بین آن‌هاست (Golkhandan, 2019). روش‌های گوناگونی برای برآورد بردار هم‌انباشتگی وجود دارد؛ اما روش یوهانسن-یوسیلیوس به‌عنوان روش برتر می‌تواند روابط بلندمدت را در صورت وجود دو یا چند متغیر شناسایی و تعیین کند (Enders, 1995). این روش مبتنی بر یک مدل خودرگرسیون برداری<sup>۱۲</sup> (VAR) است که در آن تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد. یک مدل VAR در فرم کلی به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

(۴)

$$Y_t = C + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + u_t$$

در رابطه فوق،  $Y_t$  بردار  $k \times 1$  مربوط به متغیرهای مدل،  $C$  بردار  $k \times 1$  ضرایب ثابت،  $\Phi_i$  ماتریس  $k \times k$  ضرایب الگو و  $u_t$  بردار  $k \times 1$  مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت  $Y_t$  به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه (۴) را در قالب VECM به‌صورت زیر درآورد:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (5)$$

که در رابطه فوق  $\Delta$  نشان‌گر تفاضل مرتبه اول و:

$$\Gamma_j = - \left( 1 - \sum_{j=1}^i \Phi_j \right) , \quad \Pi = - \left( 1 - \sum_{j=1}^p \Phi_j \right)$$

ماتریس  $\Pi$  حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است (به شرط آن که این ماتریس دارای رتبه کامل نباشد). با تعیین رتبه ( $m$ ) این ماتریس می‌توان

<sup>13</sup>Augmented Dickey-Fuller (ADF)<sup>14</sup>Phillips-Perron (PP)<sup>15</sup>Likelihood Ratio (LR)<sup>16</sup>Final Prediction Error (FPE)<sup>17</sup>Akaike Information Criterion (AIC)<sup>18</sup>Schwarz Criterion (SC)<sup>19</sup>Hannan Quinn (HQ)<sup>10</sup>Vector Error Correction Model (VECM)<sup>11</sup>Error Correction Model (ECM)<sup>12</sup>Vector Auto Regression (VAR)

(۶)

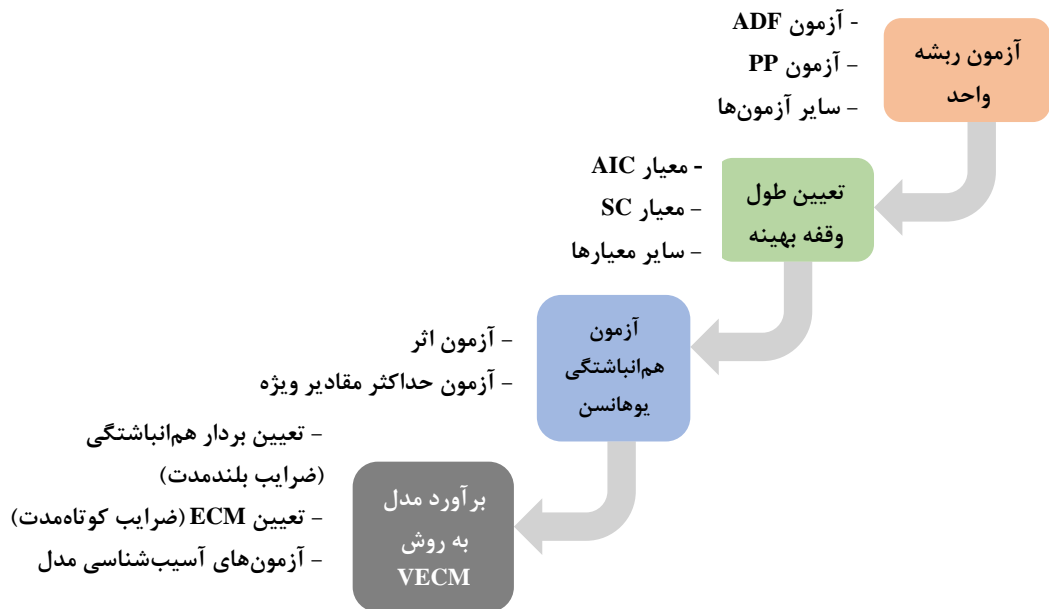
$$LR_{max}(r/n + 1) = -T * \log(1 - \hat{\lambda}), LR_r(r/n) = -T * \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

در برخی موارد، آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه ممکن است نتایج متفاوتی به همراه داشته باشد. در این وضعیت Alexander (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که بایستی نتایج آزمون اثر ترجیح داده شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، در گام آخر ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت به روش VECM برآورد و آزمون‌های آسیب‌شناسی لازم در جهت بررسی صحت نتایج انجام می‌شوند.

در شکل ۲ مراحل برآورد مدل‌های پژوهش بر اساس روش VECM و به ترتیب اجرا ارائه شده است.

گام سوم، استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - یوسیلیوس برای بررسی هم‌انباشتگی و رابطه بلندمدت است. این روش با استفاده از دو آماره آزمون اثر ( $\lambda_{Trace}$ ) و حداکثر مقادیر ویژه ( $\lambda_{Max}$ ) رابطه یا روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند. آماره اول مربوط به آزمون این فرض است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی کم‌تر و یا مساوی  $r$  است. فرض رقیب در این حالت آنست که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بزرگ‌تر از  $r$  است. آماره دوم مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی برابر  $r$  می‌باشد. فرض رقیب در این حالت آنست که تعداد این بردارها مساوی  $r+1$  است. این دو آماره بر اساس روابط زیر تعریف می‌شوند:



شکل ۲- مراحل برآورد مدل‌های پژوهش بر اساس روش VECM

مورد استفاده از یک درجه (یعنی  $I(1)$  بودن تمام متغیرها) می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسیلیوس برای بررسی هم‌انباشتگی و وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده کرد. نتایج تجربی سایر آزمون‌های مانایی مانند آزمون ریشه واحد KPSS و نقطه شکست (BP) نیز نتایج به‌دست‌آمده را تأیید می‌کنند که این نتایج به‌دلیل صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند.

## نتایج

**آزمون مانایی:** قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسیلیوس باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی دارای درجه مانایی واحد، یعنی  $I(1)$  می‌باشند. خلاصه‌ی نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP با وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای تحقیق در سطح نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین، به‌دلیل مانایی متغیرهای

جدول ۴- نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP

درجه مانایی	نام آزمون		متغیر	نام آزمون		متغیر
	PP (Prob)	ADF (Prob)		PP (Prob)	ADF (Prob)	
I(1)	-۵/۴۸۵*** (۰/۰۰۱)	-۵/۵۳۹*** (۰/۰۰۱)	$\Delta(\text{LnCO}_2)$	-۰/۱۴۱ (۰/۹۹۱)	-۰/۱۴۱ (۰/۹۹۱)	LnCO <sub>2</sub>
I(1)	-۸/۹۱۳*** (۰/۰۰۰)	-۸/۹۸۱*** (۰/۰۰۰)	$\Delta(\text{LnER})$	-۱/۶۶۲ (۰/۷۶۱)	-۱/۵۲۲ (۰/۸۱۶)	LnER
I(1)	-۴/۹۲۲*** (۰/۰۰۳)	-۴/۸۹۴*** (۰/۰۰۳)	$\Delta(\text{Lngdp})$	-۰/۶۷۲ (۰/۹۶۵)	-۰/۶۷۹ (۰/۹۶۵)	Lngdp
I(1)	-۴/۹۲۲*** (۰/۰۰۳)	-۴/۸۸۷*** (۰/۰۰۳)	$\Delta(\text{Lngdp}^2)$	-۰/۶۹۱ (۰/۹۶۴)	-۰/۶۹۷ (۰/۹۶۳)	Lngdp <sup>2</sup>
I(1)	-۴/۹۰۵*** (۰/۰۰۳)	-۴/۸۸۱*** (۰/۰۰۳)	$\Delta(\text{Lngdp}^3)$	-۰/۷۰۹ (۰/۹۶۲)	-۰/۷۱۶ (۰/۹۶۱)	Lngdp <sup>3</sup>
I(1)	-۹/۳۶۲*** (۰/۰۰۰)	-۵/۲۹۲*** (۰/۰۰۱)	$\Delta(\text{LnNR})$	-۳/۰۶۲ (۰/۱۳۵)	-۳/۱۰۷ (۰/۱۲۵)	LnNR
I(1)	-۷/۳۱۳*** (۰/۰۰۰)	-۵/۱۵۹*** (۰/۰۰۲)	$\Delta(\text{LnEG})$	-۱/۹۲۱ (۰/۶۱۶)	-۱/۵۱۷ (۰/۷۹۸)	LnEG

\* وقفه انتخابی برای آماره آزمون ADF توسط معیار شوارتز با حداکثر طول ۶ وقفه و روش برآورد طیفی در آزمون PP، بارتلت کرنل و پهنای باند آن نوی-وست انتخاب شده است. علامت  $\Delta$ ، به تفاضل و علائم \*\*، \*\*\* و \* نیز به ترتیب به معناداری در سطوح ۰.۱، ۰.۵ و ۱۰ اشاره دارد. مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

هر دو مدل بر اساس معیارهای SC و HQ عدد ۱ و بر اساس معیارهای FPE و AIC عدد ۲ انتخاب می‌شود. با توجه به این که معیار SC از اصل "صرفه‌جویی" پیروی می‌کند و برای تعداد داده‌های کم (مانند مطالعه حاضر) مناسب‌تر است؛ این معیار ملاک نهایی انتخاب طول وقفه بهینه مدل VAR قرار گرفته و بنابراین طول وقفه بهینه برای هر دو مدل عدد "یک" است.

تعیین طول وقفه بهینه: در گام بعد بایستی با استفاده از معیارهای تعیین طول وقفه به انتخاب طول وقفه بهینه در الگوی VAR پرداخت. با توجه به این که در مطالعه حاضر حجم نمونه بالنسبه کوچک است (۳۲ مشاهده برای هر متغیر) و انتخاب تعداد وقفه‌های بالا درجه آزادی را به شدت کاهش می‌دهد، حداکثر دو وقفه برای آزمون تعیین شده است. بر اساس نتایج جدول ۵، وقفه بهینه در

جدول ۵- نتایج تعیین وقفه بهینه مدل در الگوی VAR

معیار تعیین طول وقفه					طول وقفه
HQ	SC	AIC	FPE	LR	
مدل با متغیر وابسته LnCO <sub>2</sub>					
-۱۴/۶۶۵	-۱۴/۴۷۴	-۱۴/۷۵۵	۱/۵۸-e۱۴	NA	۰
-۲۱/۱۹۹*	-۱۹/۸۶۵*	-۲۱/۸۲۷	۱/۴۱-e۱۷	۲۱۷/۸۵۹*	۱
-۲۱/۱۵۱	-۱۸/۶۷۳	-۲۲/۳۱۶*	۱/۱۸-e۱۷*	۴۹/۱۲۷	۲
مدل با متغیر وابسته LnEF					
-۱۵/۱۶۵	-۱۴/۹۷۳	-۱۵/۲۵۴	۹/۵۶-e۱۵	NA	۰
-۲۲/۲۹۸*	-۲۰/۷۲۱*	-۲۲/۶۸۲	۵/۹۹-e۱۵	۲۲۶/۰۴۱	۱
-۲۲/۰۵۴	-۱۹/۸۲۱	-۲۳/۴۶۳*	۳/۷۶-e۱۸*	۵۴/۰۸۳*	۲

\* علامت \* به وقفه بهینه بر اساس معیار مورد بررسی اشاره دارد. مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

آزمون‌ها، زمانی فرضیه صفر وجود  $r$  بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون از مقدار بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن و یوسیلیوس کم‌تر باشد. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه در جداول ۶ و ۷، وجود حداقل سه بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد، در هر دو مدل تأیید می‌شود.

آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسیلیوس: حال با استفاده از روش یوهانسن - یوسیلیوس به بررسی وجود هم‌انباشتگی رابطه بلندمدت بین متغیرهای می‌پردازیم. بدین منظور ابتدا می‌بایست با استفاده از آماره آزمون اثر ( $\lambda_{Trace}$ ) و آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\lambda_{Max}$ ) تعداد بردارهای هم‌انباشت‌کننده را مشخص نماییم. در این

جدول ۶- نتایج آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل با متغیر وابسته  $\text{LnCO}_2$

احتمال	مقدار بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	$H_1$	$H_0$
آزمون هم‌انباشتگی اثر				
۰/۰۰۰۰	۹۵/۷۵۴	۱۶۱/۸۲۷	$r \geq 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۰۰	۶۹/۸۱۹	۱۰۱/۳۷۰	$r \geq 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۴۷	۴۷/۸۵۶	۵۷/۵۷۶	$r \geq 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۳۱۵	۲۹/۷۹۷	۳۱/۵۰۲	$r \geq 4$	$r \leq 3^*$
۰/۰۶۷۷	۱۵/۴۹۵	۱۴/۶۰۶	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۰/۲۸۸۲	۳/۸۴۱	۱/۱۶۹	$r = 6$	$r \leq 5$
آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
۰/۰۰۰۱	۴۰/۰۷۸	۶۰/۴۵۷	$r = 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۲۴	۳۳/۸۷۷	۴۳/۷۹۴	$r = 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۴۲۱	۲۷/۵۸۴	۲۷/۹۷۵	$r = 3$	$r \leq 2^*$
۰/۱۸۲۳	۲۱/۱۳۲	۱۶/۷۸۵	$r = 4$	$r \leq 3$
۰/۲۶۸۷	۱۴/۲۶۵	۹/۲۱۴	$r = 5$	$r \leq 4$
۰/۲۸۸۲	۳/۸۴۱	۱/۱۶۹	$r = 6$	$r \leq 5$

\* علامت \* نشان‌دهنده رد فرضیه در سطح ۰/۰۵ است.

مقادیر احتمال مک‌کینون-هاگ-میشلیس

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

جدول ۷- نتایج آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل با متغیر وابسته  $\text{LnEF}$

احتمال	مقدار بحرانی (۵ درصد)	آماره آزمون	$H_1$	$H_0$
آزمون هم‌انباشتگی اثر				
۰/۰۰۰۰	۹۵/۷۵۴	۱۵۹/۹۵۳	$r \geq 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۰۰	۶۹/۸۱۹	۱۱۱/۸۵۹	$r \geq 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۰۱	۴۷/۸۵۶	۷۲/۰۵۶	$r \geq 3$	$r \leq 2^*$
۰/۰۰۵۷	۲۹/۷۹۷	۳۷/۲۷۲	$r \geq 4$	$r \leq 3^*$
۰/۰۷۴۹	۱۵/۴۹۵	۱۴/۳۰۵	$r \geq 5$	$r \leq 4$
۰/۱۳۶۷	۳/۸۴۱	۲/۲۱۵	$r = 6$	$r \leq 5$
آزمون حداکثر مقادیر ویژه				
۰/۰۰۵۱	۴۰/۰۷۸	۴۸/۰۹۵	$r = 1$	$r = 0^*$
۰/۰۰۸۷	۳۳/۸۷۷	۳۹/۸۰۲	$r = 2$	$r \leq 1^*$
۰/۰۰۵۰	۲۷/۵۸۴	۳۴/۷۸۴	$r = 3$	$r \leq 2^*$
۰/۱۱۱۷	۲۱/۱۳۲	۱۸/۵۱۶	$r = 4$	$r \leq 3$
۰/۱۶۶۴	۱۴/۲۶۵	۱۰/۷۶۵	$r = 5$	$r \leq 4$
۰/۱۳۶۷	۳/۸۴۱	۲/۲۱۵	$r = 6$	$r \leq 5$

\* علامت \* نشان‌دهنده رد فرضیه در سطح ۰/۰۵ است.

مقادیر احتمال مک‌کینون-هاگ-میشلیس

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

محیط‌زیست وجود دارد. با توجه به اطلاعات آماری آخرین سال این پژوهش، در سال ۲۰۲۱ میزان تولید ناخالص داخلی سرانه ایران برابر ۵۳۴۵ دلار بوده است؛ بنابراین در حال حاضر افزایش رشد اقتصادی می‌تواند سبب بهبود شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست در ایران شود. اما دستیابی به نرخ‌های رشد اقتصادی بالاتر در آینده نزدیک می‌تواند با گذر از نقطه بازگشت دوم (مینیمم نسبی منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل) به تخریب محیط‌زیست بیانجامد. بر این اساس، ارتباط U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و هر دو شاخص تخریب محیط‌زیست در ایران تأیید نمی‌شود (رد EKC کلاسیک) و این ارتباط داری دو نقطه بازگشت می‌باشد.

تأثیرگذاری بلندمدت رانت منابع طبیعی ( $\ln(NR)$ ) در هر دو مدل برآوردی در سطح اطمینان ۹۹ درصد، مطابق انتظار و مثبت می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در سهم رانت منابع طبیعی از GDP در بلندمدت، میزان انتشار گاز  $CO_2$  و ردپای اکولوژیکی در کشور، به ترتیب حدود ۰/۱۸ و ۰/۱۶ درصد افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان گفت که افزایش رانت منابع طبیعی باعث تخریب محیط‌زیست در کشور خواهد شد. تأثیرگذاری بلندمدت جهانی شدن اقتصادی ( $\ln(EG)$ ) نیز در هر دو مدل برآوردی در سطح اطمینان ۹۹ درصد، منفی می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در این متغیر در بلندمدت، میزان انتشار گاز  $CO_2$  و ردپای اکولوژیکی در کشور، به ترتیب حدود ۰/۴۹ و ۰/۵۴ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه تأییدکننده فرضیه مدیریت جهانی محیط‌زیست است و نشان می‌دهد جهانی شدن اقتصادی، تقاضای محیط‌زیستی بشر را کاهش می‌دهد.

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) که به منظور بررسی نقش روابط تعادلی و بلندمدت متغیرها در تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت و بررسی رفتار دینامیکی کوتاه‌مدت متغیرهای تحت بررسی انجام شده، در جدول ۹ ارائه شده است. در مدل ECM اگر ضریب (جزء) تصحیح خطا (ECT) با علامت منفی ظاهر شود و از نظر آماری معنادار باشد، نشان‌گر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

**برآورد مدل به روش VECM:** از آنجایی که هدف اصلی پژوهش بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست در ایران است؛ بنابراین عمل نرمال کردن بر روی بردارهای بدست‌آمده بر اساس شاخص کیفیت محیط‌زیست انجام می‌شود. بردارهای هم‌انباشتگی نرمال شده به همراه مقادیر آماره t در جدول ۸ آمده است. این بردارها نشان‌دهنده رابطه تعادلی بلندمدتی است که بین متغیرهای هر دو مدل برقرار می‌باشد. علامت ضرایب محاسبه‌شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی انتظار ما را در تخمین روابط بلندمدت برآورده می‌کنند. از تقسیم ضرایب متغیرها بر انحراف معیار، مقادیر آماره t به دست می‌آید که معنادار بودن ضرایب متغیرها را نشان می‌دهد. محاسبه آماره t نشان می‌دهد که کلیه ضرایب محاسبه شده در سطح ۹۵ درصد معنادارند. همچنین علامت ضرایب متغیرهای مستقل در هر دو مدل برآوردی از ثبات برخوردار بوده است که این استحکام نتایج را نسبت به تغییر شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست مدل نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج حاصل از جدول ۸، در بلندمدت تأثیر رشد اقتصادی ( $\ln GDP$ )، مربع ( $\ln GDP^2$ ) و مکعب ( $\ln GDP^3$ ) آن بر هر دو شاخص تخریب محیط‌زیست (انتشار گاز کربن دی‌اکسید  $\ln CO_2$  و ردپای اکولوژیکی  $\ln EF$ ) در هر دو مدل برآوردی به ترتیب مثبت، منفی و مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنادار می‌باشد. این نتیجه به معنای تأیید فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل در ایران می‌باشد. بر این اساس، در سطوح اولیه، افزایش در رشد اقتصادی منجر به افزایش تخریب محیط‌زیست (انتشار  $CO_2$  و ردپای اکولوژیکی) شده، در فاصله بین نقطه بازگشت اول تا دوم، افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش تخریب محیط‌زیست می‌شود و پس از نقطه بازگشت دوم، افزایش رشد اقتصادی سبب افزایش تخریب محیط‌زیست در ایران می‌شود. با توجه به مقدار نقاط بازگشت در سطح تولید ناخالص داخلی سرانه ۳۹۸۴ دلار (۳۷۱۵ دلار)، ارتباط مستقیم، بین ۳۹۸۴ دلار (۳۷۱۵ دلار) و ۵۸۲۵ دلار (۵۷۱۰ دلار) ارتباط معکوس و پس از تولید ناخالص داخلی سرانه ۵۸۲۵ دلار (۵۷۱۰ دلار) ارتباط مستقیم بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار  $CO_2$  (ردپای اکولوژیکی) به عنوان شاخص تخریب

جدول ۸- نتایج برآورد بردارهای هم‌انباشتگی برای متغیرهای مدل‌ها

متغیر وابسته: LnEF			متغیر وابسته: LnCO <sub>2</sub>		
برآورد بردارهای هم‌انباشتگی نرمال‌شده					
متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
LnCO <sub>2</sub>	-۱	-	LnEF	-۱	-
Lngdp	۴۵۲۴/۰۵۶***	۳/۸۱۶	Lngdp	۸۷۲۲/۳۹۹***	۷/۶۳۸
Lngdp <sup>2</sup>	-۵۳۳/۹۷۵***	-۳/۷۶۷	Lngdp <sup>2</sup>	-۱۰۳۴/۷۹۹***	۷/۵۷۹
Lngdp <sup>3</sup>	۲۰/۹۹۸***	۳/۷۱۹	Lngdp <sup>3</sup>	۴۰/۸۹۵***	۷/۵۲۳
LnNR	۰/۱۷۸***	۴/۰۵۹	LnNR	۰/۱۶۱***	۳/۷۵۳
LnEG	-۰/۴۸۹***	۵/۱۳۳	LnEG	-۰/۵۳۸***	۵/۶۸۲
C	۱۲۸۱۴/۸۵	-	C	۲۴۵۸۳/۲۴	-
شکل EKC	شکل-N		شکل EKC	شکل-N	
نقاط بازگشت	۳۹۸۴	۵۸۲۵	نقاط بازگشت	۳۷۱۵	۵۷۱۰
نقطه عطف	۴۹۰۵		نقطه عطف	۴۷۱۳	

\* علامت \*\*\* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشد.  
 مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

همچنین بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۹، ضریب تصحیح خطا (ECT) در هر دو مدل با درجه اطمینان بالایی معنی‌دار و علامت آن مورد انتظار است؛ که نشان‌دهنده تعدیل در جهت بلندمدت است. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد انتشار گاز CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیکی در هر سال به ترتیب حدود ۲۲ و ۲۵ درصد به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت بعد از گذشت حدود ۴ تا ۵ سال کامل می‌شود.

نتایج برآورد ECM در جدول ۱۰ نشان‌دهنده آن است که رشد اقتصادی، مربع و مکعب رشد اقتصادی و رانت منابع طبیعی در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر هیچ‌یک از شاخص‌های تخریب محیط‌زیست ندارد. تنها متغیر جهانی شدن اقتصادی در مدل با متغیر وابسته انتشار CO<sub>2</sub> در سطح اطمینان ۹۰ درصد و در مدل با متغیر وابسته ردپای اکولوژیکی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. با افزایش یک درصدی در این متغیر، در کوتاه‌مدت میزان انتشار گاز CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیکی در کشور به ترتیب حدود ۰/۱۰ و ۰/۱۸ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۹- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) متغیرهای مدل‌ها

متغیر وابسته: D(LnEF)			متغیر وابسته: D(LnCO <sub>2</sub> )		
متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
D(LnCO <sub>2</sub> (-1))	۰/۱۴۱	۰/۶۸۱	D(LnCO <sub>2</sub> (-1))	۰/۰۴۲	۰/۱۶۹
D(Lngdp(-1))	۶۱۶/۶۴۲	۰/۸۰۹	D(Lngdp(-1))	۶۹۵/۰۲۷	۰/۶۵۶
D(Lngdp <sup>2</sup> (-1))	-۷۳/۴۷۲	۰/۸۰۷	D(Lngdp <sup>2</sup> (-1))	-۸۲/۸۲۹	۰/۶۵۵
D(Lngdp <sup>3</sup> (-1))	۲/۹۱۷	۰/۸۰۴	D(Lngdp <sup>3</sup> (-1))	۳/۲۸۸	۰/۶۵۳
D(LnNR(-1))	۰/۰۲۴	۰/۸۷۲	D(LnNR(-1))	۰/۰۱۵	۰/۴۳۱
D(LnEG(-1))	-۰/۱۰۳*	۱/۶۴۶	D(LnEG(-1))	-۰/۱۷۸**	۲/۱۳۸
C	۰/۰۱۴*	۱/۶۰۸	C	۰/۰۱۲۲	۱/۱۶۱
ECT	-۰/۲۲۱***	-۳/۷۴۶	ECT	-۰/۲۴۹***	-۳/۸۹۱
R <sup>2</sup>	۰/۵۸۹		R <sup>2</sup>	۰/۵۵۱	

\* علامت \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشند.  
 مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews12.0

برابر ۵۳۴۵ دلار است؛ بنابراین در حال حاضر افزایش رشد اقتصادی می‌تواند سبب بهبود شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست در کشور شود. اما دستیابی به نرخ‌های رشد اقتصادی بالاتر در آینده نزدیک می‌تواند با گذر از نقطه بازگشت دوم (مینیمم نسبی منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل) به تخریب محیط‌زیست بیانجامد. از آن‌جا که دستیابی به رشد اقتصادی، از اهداف اصلی کشورها بالاخص کشورهای در حال توسعه است، باید تلاش شود تا رشد اقتصادی بالاتر که مستلزم استفاده از انرژی بیشتر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید است، با ایجاد و تقویت انرژی‌های پاک صورت بگیرد.

بر اساس دیگر نتایج، اثر بلندمدت وابستگی به منابع طبیعی و جهانی شدن اقتصادی بر هر دو شاخص تخریب محیط‌زیست معنادار و مثبت است؛ به گونه‌ای که با یک درصد افزایش در سهم رانت منابع طبیعی از GDP، انتشار CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیکی به ترتیب حدود ۰/۱۸ و ۰/۱۶ درصد، افزایش و با یک درصد افزایش در بعد جهانی شدن KOF، انتشار CO<sub>2</sub> و ردپای اکولوژیکی به ترتیب حدود ۰/۴۹ و ۰/۵۴ درصد کاهش می‌یابد. بر اساس نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) نیز، ضریب تصحیح خطا حدود ۰/۲۲- تا ۰/۲۵- برآورد و در کوتاه‌مدت، تنها جهانی شدن اقتصادی اثر معنادار بر شاخص‌های تخریب محیط‌زیست داشته است. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت منابع طبیعی بر تخریب محیط‌زیست هم‌سو با نتایج مطالعات Shehzad و همکاران (۲۰۲۲)، Hossain و همکاران (۲۰۲۳) و Abdollahi و Akadiri (۲۰۲۳) و همکاران (۲۰۲۳) می‌باشد. تأثیر منفی جهانی شدن اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست نیز هم‌سو با نتایج مطالعات Akadiri و همکاران (۲۰۲۳) و مغایر با نتایج مطالعات Shehzad و همکاران (۲۰۲۲) می‌باشد.

بر اساس نتایج، افزایش رانت منابع طبیعی و وابستگی به این منابع باعث افزایش تخریب محیط‌زیست در کشور خواهد شد. بنابراین دولت بایستی اقدامات و سیاست‌های کنترلی لازم را برای حفظ و جلوگیری از بهره‌برداری بیش از حد از منابع طبیعی اتخاذ کند. از جمله این اقدامات و سیاست‌ها عبارتند از: تعیین قیمت مناسب برای منابع طبیعی مانند جنگل‌ها، تجدیدنظر در صدور مجوزهای محیط‌زیستی، افزایش آگاهی درباره پیامدهای محیط‌زیستی بهره‌برداری بیش از حد و اجرای دقیق و

نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی مدل شامل: آزمون خودهمبستگی (آزمون پورتمن)، آزمون واریانس ناهمسانی (آزمون ARCH-LM چند متغیره) و آزمون نرمال بودن پسماندها (آزمون جارک‌برا) بر روی مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که بر اساس مقادیر به‌دست‌آمده، مدل‌های برآوردی فاقد مشکل خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بوده و باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال می‌باشند که این نتایج به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده است. بنابراین نتایج به‌دست‌آمده، از اعتبار لازم برخوردارند.

## بحث

هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر وابستگی به منابع طبیعی و جهانی شدن اقتصادی بر پایداری محیط‌زیستی در ایران تحت منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۲۱ و بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) بوده است. برآورد مدل به روش VECM نشان می‌دهد که در بلندمدت اثر رشد اقتصادی، مربع و مکعب آن بر هر دو شاخص تخریب محیط‌زیست ردپای اکولوژیکی و انتشار CO<sub>2</sub> معنادار و به ترتیب مثبت، منفی و مثبت است که تأییدکننده فرضیه EKC به شکل N می‌باشد. این در حالیست که فرضیه EKC به شکل N در کوتاه‌مدت تأیید نمی‌شود. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأیید منحنی محیط‌زیستی کوزنتس N-شکل در ایران برای دوره بلندمدت با نتایج مطالعات Shehzad و همکاران (۲۰۲۲) برای کشور الجزایر، Hossain و همکاران (۲۰۲۳) برای کشور هند و Narcisse و همکاران (۲۰۲۳) برای کشور چین، هم‌سو است. Daliri (۲۰۱۹) نیز در بررسی رابطه ردپای اکولوژیکی و رشد اقتصادی در کشورهای D8 این ارتباط را برای کشور ایران به شکل N، برای کشورهای نیجریه، بنگلادش، اندونزی و پاکستان به شکل N معکوس و برای کشورهای ترکیه، مصر و مالزی به شکل U معکوس به‌دست آورده است.

نقاط بازگشت منحنی EKC به شکل N برای شاخص انتشار CO<sub>2</sub> حدود ۳۹۸۴ و ۵۸۲۵ دلار و برای شاخص ردپای اکولوژیکی حدود ۳۷۱۵ و ۵۷۱۰ دلار محاسبه شده است. بر اساس اطلاعات آماری آخرین سال این پژوهش، در سال ۲۰۲۱ میزان تولید ناخالص داخلی سرانه ایران

7. **Daliri, H., 2020.** Relationship between ecological footprint and economic growth in D8 countries: Testing the Kuznets environmental hypothesis using PSTR model. *The Journal of Economic Modeling Research*, 11(39), 81-112. (In Persian with English Abstract).
8. **Danish, B.M.A., Mahmood, N. and Zhang, J.W., 2019.** Effect of natural resources, renewable energy and economic development on CO2 emissions in BRICS countries. *Science of the Total Environment*, 678, 632-638. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.02>
9. **Du, J., Yang, X., Long, D. and Xin, Y., 2024.** Modelling the influence of natural resources and social globalization on load capacity factor: New insights from the ASEAN countries, *Resources Policy*, 91. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104816>
10. **Enders, W., 1995.** *Applied Econometric Time Series*, John Wiley Sons, Ince. USA, 433.
11. **Erdogan, S., 2023.** Linking natural resources and environmental sustainability: A panel data approach based on the load capacity curve hypothesis. *Sustainable Development*, 1-13. <https://doi.org/10.1002/sd.2836>
12. **Faisal, F., Rahman, S.U., Khan, A., Ali, A., Irshaid, M.A. and Amin, M.U., 2023.** Exploring the N-shaped EKC in the top tourist destinations. Empirical evidence from cross-country analysis. *International Social Science Journal*, 73(1). <https://doi.org/10.1111/issj.12397>
13. **Giuliodori, D. and Rodriguez, A., 2015.** Analysis of the stainless steel market in the EU, China and US using co-integration and VECM. *Resources Policy*, 44, 12-24. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2014.11.006>
14. **Golkhandan, A., 2016.** Globalization and government size in Iran: Introducing the new KOF globalization index. *Economic Journal*, 16(11, 12), 5-38. (In Persian with English Abstract).
15. **Golkhandan, A., 2019.** The effect of fiscal decentralization on air pollution in Iran in the form of a Vector Error Correction Model (VECM). *Environment and Interdisciplinary Development*, 4(65), 37-48. (In Persian with English Abstract).
16. **Hossain, M.R., Rej, S., Awan, A., Bandyopadhyay, A., Islam, M.S., Das, N. and Hossain, M.D., 2023.** Natural resource dependency and environmental sustainability under N-shaped EKC: The curious case of India. *Resources Policy*, 80. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103150>
17. **Hundie, S.K., Abdisa, L.T., Legas, H.A. and Shumetie, A., 2022.** The Nexus among globalization, natural resource rent, and energy consumption for environmental sustainability in Ethiopia. *Policy Working Paper 05/2022*.
- شفاف مقررات توسط نهادهای ذیصلاح برای کنترل فعالیت‌های غیرقانونی. همچنین، سیاست‌گذاران بایستی بخشی از درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی را با ایجاد صندوق‌های سبز به سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مناسب و سازگار با محیط‌زیست اختصاص دهد. تأثیر منفی جهانی شدن اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست نیز تأییدکننده فرضیه مدیریت جهانی محیط‌زیست است و نشان می‌دهد جهانی شدن اقتصادی، تقاضای محیط‌زیستی را در ایران کاهش می‌دهد. بر این اساس، حرکت به سمت 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.

## منابع

1. **Abdollahi, F. and Ghaderi, S., 2023.** Investigating the impact of natural resources and human capital on Iran's ecological footprint. *Governance and Development Journal*, 3(1), 99-120. (In Persian with English Abstract). DOI: [10.22111/jipaa.2023.399117.1124](https://doi.org/10.22111/jipaa.2023.399117.1124)
2. **Ahmad, M., Jabeen, G. and 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>
3. **Akadir, S.S., Olasehinde-Williams, G., Haouas, I., Lawal, G.O., Fatigun, A.S. and Sadiq-Bamgbopa, Y., 2024.** Natural resource rent, financial globalization, and environmental degradation: Evidence from a resource rich country. *Energy & Environment*, 35(6), 2911-2934. DOI: [10.1177/0958305X231159446](https://doi.org/10.1177/0958305X231159446)
4. **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>
5. **Alexander, C., 2001.** *Market models: A guide to financial data analysis*. John Wiley & Sons Ltd.
6. **Birdsall, N. and 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.

- 74, 102282.  
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102282>
26. **Pata, U.K. and Ertugrul, H.M., 2023.** Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 80.  
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352>
27. **Rashdan, M.O.J., Faisal, F., Turgut, T. and Ruqiya, P., 2021.** Investigating the N-shape EKC using capture fisheries as a biodiversity indicator: empirical evidence from selected 14 emerging countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(27), 36344-36353. DOI: [10.1007/s11356-021-13156-6](https://doi.org/10.1007/s11356-021-13156-6)
28. **Rudolph, A. and Figge, L., 2017.** Determinants of ecological footprints: What is the role of globalization? *Ecological Indicators*, 81, 348-361.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.04.060>
29. **Shehzad, K., Zeraibi, A. and Zaman, U., 2022.** Testing the N-shaped environmental Kuznets Curve in Algeria: An imperious role of natural resources and economic globalization, *Resources Policy*, 77.  
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102700>
30. **Shahbaz, M., and Sinha, A., 2019.** Environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions: a literature survey. *Journal of Economic Studies*. <https://doi.org/10.1108/JES-09-2017-0249>
31. **Sinha, A., Shahbaz, M. and Balsalobre, D., 2019.** Environmental Kuznets Curve (EKC). Chapter 7 - Data Selection and Environmental Kuznets Curve Models - Environmental Kuznets Curve Models, Data Choice, Data Sources, Missing Data, Balanced and Unbalanced Panels, 65-83.  
<https://doi.org/10.1016/B978-0-12-816797-7.00007-2>
32. **Ulucak, R., Danish, and Ozcan, B., 2020.** Relationship between energy consumption and environmental sustainability in OECD countries: The role of natural resources rents. *Resources Policy*, 69, 101803.  
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101803>
33. **Wackernagel, M. and Rees, W., 1996.** Our ecological footprint: Reducing human impact on the earth, Gabriola Island, BC: New Society Publishers.
18. **Isiksal, A.Z., 2021.** Testing the effect of sustainable energy and military expenses on environmental degradation: evidence from the states with the highest military expenses. *Environmental Science Pollution Research*, 28, 20487-20498.
19. **Jafari Samimi, A. and Ahmadpour, S.M., 2011.** The Relationship between Environmental Performance Index (EPI) and Economic Growth in Developed Countries. *Iranian Energy Economics*, 1(1), 55-72. (In Persian with English Abstract).
20. **Jahanger, A., Hossain, M.R., Onwe, J.C., Ogwu, S.O., Awan, A. and Balsalobre-Lorente, D., 2023.** Analyzing the N-shaped EKC among top nuclear energy generating nations: A novel dynamic common correlated effects approach, *Gondwana Research*, 16, 73-88. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2022.12.012>
21. **Johanson, S. and Juselius, K., 1990.** Maximum likelihood estimation and inference on co-integration-whit applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, 52, 169-210.
22. **Kazerouni, A., Asgharpour, H., Aghamohamadi, A. and Zokaei alamdari, E., 2019.** Corruption and the environmental Kuznets curve in developed and developing countries. *The Journal of Economic Modeling Research*, 10(37), 7-38. (In Persian with English Abstract).
23. **Letafat, N., Jahangirpour, D. and Zibaei, M., 2023.** The effect of economic and political globalization on the ecological footprint in Iran: Application of the nonlinear asymmetric co-integration approach. *Journal of Environmental Science Studies*, 8(1), 6003-6012. (In Persian with English Abstract). DOI: [10.22034/jess.2022.338539.1768](https://doi.org/10.22034/jess.2022.338539.1768)
24. **Narcisse, M., Zhang, S., Shahid, M.S. and Shehzad, K., 2023.** Investigating the N-shaped EKC in China: An imperious role of energy use and health expenditures, *Environmental Economics and Management*, 11.  
<https://doi.org/10.3389/fenvs.2023.1149507>
25. **Nwani, C. and Adams, S., 2021.** Environmental cost of natural resource rents based on production and consumption inventories of carbon emissions: Assessing the role of institutional quality. *Resources Policy*,





## The Impact of Natural Resource Dependency and Economic Globalization on Environmental Sustainability in IRAN within the framework of the N-shaped Environmental Kuznets Curve

Abolghasem Golkhandan \*<sup>1</sup>

<sup>1\*</sup>- Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khoram Abad, Iran

### Original Article

**Received:**  
2024.02.19

**Accepted:**  
2025.03.09

**Keywords:**  
Environmental Sustainability,  
Natural Resource Dependency,  
Economic Globalization,  
N-shaped EKC,  
Vector Error Correction Model

### Abstract

**Introduction:** Environmental quality and its determinants are among the most important issues in environmental economics. The dependence of Iran's economy on natural resource rent and the recognition that the country is on the path of development and commercial liberalization makes it crucial to examine the impact of natural resource rent, economic globalization, and economic growth on environmental quality in Iran. On the other hand, the classical Environmental Kuznets Curve (EKC) believes that the relationship between economic growth and environmental degradation follows an inverted U-shaped curve. In more recent studies, considering the criticisms of the classical EKC, the factors affecting environmental degradation have been examined using a cubic equation and within the framework of the N-shaped EKC. As such, the primary aim of this research is to investigate the impact of natural resource dependency and economic globalization on environmental degradation in Iran within the framework of the N-shaped EKC.

**Materials and Methods:** The current descriptive-analytical and applied study model is designed using time series data from 1990 to 2021 and includes the variables of GDP per capita (as an economic growth index), square and cube of GDP per capita, share of natural resource rent from GDP (as an indicator of natural resource dependency), the economic dimension of the KOF globalization index and two indicators of environmental degradation (CO<sub>2</sub> emissions and ecological footprint). The data used were collected from the databases of World Development Indicators belonging to the World Bank, KOF Economic Institute, and Global Footprint Network. In this study using Johansen-Juselius's cointegration test, the long-term relationship between the variables is evaluated. Finally, by the Vector Error Correction Model (VECM), the long-term and short-term coefficients of the variables have been estimated. Data analysis was also done with the help of Eviews12.0 software.

**Results:** The estimation of the model using the VECM method shows that, in the long term, the impact of economic growth, its square, and cube on both environmental degradation indicators is significant and positive, negative and positive, respectively, confirming the hypothesis of an N-shaped EKC. According to other results, the long-term impact of natural resource

dependency and economic globalization on both environmental degradation indicators is significant and positive and negative, respectively. With a one percent increase in the share of natural resources from GDP, CO<sub>2</sub> emissions and ecological footprints increase by about 0.18 and 0.16 percent, respectively, and with a one percent increase in the KOF globalization index, CO<sub>2</sub> emissions and ecological footprints decrease by about 0.49 and 0.54 percent, respectively. Also, the error correction coefficient is estimated to be around -0.22 to -0.25, and in the short term, only economic globalization had a significant effect on the environmental degradation indicators.

**Discussion:** Achieving higher economic growth rates in the near future could lead to environmental degradation by crossing the second turning point of the N-shaped EKC. Therefore, efforts should be made to attain higher economic growth, which requires the use of more energy as one of the most important factors of production, by creating and strengthening clean energies. Also, the government should adopt the necessary control measures and policies to preserve and prevent excessive exploitation of natural resources and allocate a portion of the revenues from the sale of natural resources to investment in appropriate and environmentally friendly technologies by creating green funds. Furthermore, by confirming the global environmental management hypothesis that suggests economic globalization reduces environmental demand, moving towards an open economy can help improve environmental quality in Iran.