IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 8, No. 21, Spring & Summer 2022

pp. 199-234

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Test of Kuznets Environmental Curve Hypothesis in Iranian Economy with Emphasis on the Role of Key Variables: Augmented ARDL Approach with a Structural Break[1]

Heshmatollah Asgari[2], Fatemeh Havasbeigi[3], Ali Moridian[4]

Received: 2021/08/11 Accepted: 2021/10/26

Abstract

As one of the most polluted countries in the world, Iran faces the challenges of increasing CO2 emissions and its environmental impact. In order for Iran to achieve sustainable growth, it is necessary to identify the factors that reduce environmental pollution. To this end, this study empirically examines the environmental consequences of income, human capital, globalization, renewable energy consumption and trade openness for Iran within the framework of the Kuznets Environmental Curve (EKC) hypothesis. In this paper, the Augmented ARDL Approach with a Structural Break is used to examine the annual time series data during the period 1979-2017. These findings indicate that the EKC hypothesis does not apply to Iran and that a U-shaped relationship between environmental pollution and income levels for CO2 emissions and ecological footprints has been established. The results also show that globalization, trade openness and income pollute the environment, while increasing human capital reduces the ecological footprint in the long run. Renewable energy consumption reduces the ecological footprint but has no effect on CO2 emissions. This study shows that human capital has a key role in reducing environmental degradation in Iran and renewable energy is not enough to meet environmental needs.

Keywords: EKC Hypothesis, Ecological Footprint, Globalization, ،AARDL.

JEL Classification: Q53 ،O13

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2021.37228.1292

2. Associate Professor, Ilam University, Ilam. Iran. (h.asgari@mail.ilam.ac.ir).

3. M.Sc. Department of Economics, Ilam University, Ilam. Iran. (fatemehhavasbeigi71@gmail.com).

4. M.Sc. Department of Urban Economics, Isfahan University of Art, Isfahan, Iran. (Corresponding Author), (alimoridian@ymail.com).

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۸، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۱، بهار و تابستان ۱۴۰۱
صفحات ۲۳۴-۱۹۹

مقاله پژوهشی

آزمون فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در اقتصاد ایران با تاکید بر نقش متغیرهای توسعه ای: رویکرد ARDL تعمیم‌یافته با شکست ساختاری[۱]

حشمت اله عسگری[۲]، فاطمه هواس بیگی[۳] و علی مریدیان[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۰۴

چکیده

ایران به‌عنوان یکی از آلوده‌ترین کشورهای جهان، با چالش‌های افزایش انتشار CO2 و اثر زیست‌محیطی آن، روبرو است. برای اینکه ایران به رشد پایدار دست یابد، باید عواملی را که باعث کاهش آلودگی محیط‌زیست است را شناسایی نمود. برای این منظور، این مطالعه به‌صورت تجربی، به بررسی اثر درآمد، سرمایه انسانی، جهانی‌شدن، مصرف انرژی تجدیدپذیر و باز بودن تجارت بر تخریب محیط‌زیست برای ایران را در چارچوب فرضیه منحنی محیط‌زیست کوزنتس (EKC) بررسی می‌کند. در این مقاله، رویکرد ARDL تعمیم‌یافته با لحاظ یک شکست ساختاری برای بررسی داده‌های سالانه سری زمانی طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۸ به کار گرفته شده است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که فرضیه EKC برای ایران صدق نمی‌کند و یک رابطه درجه دو U شکل بین آلودگی محیط‌زیست و سطح درآمد برای انتشار CO2 و ردپای بوم‌شناختی تعیین شده است. نتایج، همچنین حاکی از آن است که جهانی‌سازی، باز بودن تجارت و درآمد، باعث آلودگی محیط‌زیست می‌شود؛ درحالی‌که افزایش سرمایه انسانی، ردپای بوم‌شناختی را در بلندمدت کاهش می‌دهد. مصرف انرژی تجدیدپذیر باعث کاهش ردپای بوم‌شناختی می‌شود؛ اما بر انتشار CO2 تأثیری ندارد. یافته‌های این مطالعه، نشان می‌دهد که سرمایه انسانی، نقش اساسی در کاهش تخریب محیط‌زیست در ایران دارد و انرژی‌های تجدیدپذیر برای تأمین نیازهای زیست‌محیطی، کافی نیست.

واژگان کلیدی: فرضیه EKC، ردپای بوم شناختی، جهانی‌سازی، AARDL

طبقه‌بندی موضوعی: *Q53، O13*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2021.37228.1292

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. (h.asgari@mail.ilam.ac.ir).

۳. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. (fatemehhavasbeigi71@gmail.com).

۴. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ایران. (نویسنده مسئول). (alimoridian@ymail.com).

مقدمه

ادعا می‌شود که دانشمندان، در قرن ۲۱، از تهدید شدید آلودگی هوا برای سلامتی و رفاه انسان آگاه هستند. ازاین‌رو، موضوع منبع آلودگی محیط‌زیست، امروزه به جدی‌ترین دغدغه ادبیات علمی مربوط به محیط‌زیست، تغییرات آب‌وهوا و گرم شدن کره زمین تبدیل می‌شود. نگرانی‌های نهادی در رابطه با مشکلات زیست‌محیطی در اوایل دهه ۱۹۷۰ پدیدار شد. به‌عنوان‌مثال، گزارش باشگاه رم با عنوان "محدودیت‌های رشد"، همبستگی بالقوه احتمالی بین تخریب کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد (میدوز و همکاران[1]، ۱۹۷۲). این گزارش حاکی از آن است که رشد اقتصادی با در نظر گرفتن مسائل مربوط به منابع طبیعی و محیط‌زیست، پایدار نخواهد بود (دیندا[2]، ۲۰۰۴). دانشمندان نیز با استفاده از داده‌های زیست‌محیطی، تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی و یا گرم شدن کره زمین را از طریق ایجاد بنیاد خدمات جهانی مدیریت محیط‌زیست (GEMS)، اندازه می‌گیرند.

در سطح جهانی، بسیاری از اقتصادها به نرخ کیفیت بالا و رشد رفاهی، به قیمت کاهش کیفیت محیط‌زیست دست یافته‌اند؛ درحالی‌که سرعت شتابان صنعتی شدن، رشد و توسعه بیشتری را تضمین می‌کند، که به تغییر اقلیم و گرم شدن کره زمین منجر شده است. ازآنجاکه افزایش سطح انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG)، به کاهش رشد بلندمدت، انقراض گونه‌ها و ایجاد آب‌وهوای خشن می‌انجامد و شوک‌های عرضه مواد غذایی را تحمیل می‌کند، بسیار نگران‌کننده است. دراین‌بین، اثر انتشار کربن بسیار خطرناک است؛ زیرا تقریباً ۶۰ درصد از کل گازهای گلخانه‌ای را این عنصر تشکیل می‌دهد (کایگوسوز[3]، ۲۰۰۹؛ ماجد و ممتاز[4]، ۲۰۱۷؛ خان و ماجد[5]، ۲۰۱۹).

ردپای بوم‌شناختی جهان (EFP) نیز با گذشت زمان افزایش یافت و شکاف بین مصرف اکولوژیکی و ظرفیت پایداری زمین به‌طور مداوم در حال افزایش بود (پانایوتو[6]، ۱۹۹۳). EFP به دلیل ماهیت چندبعدی خود، شاخصی جامع برای پایداری اکولوژیکی است؛ زیرا اول، ظرفیت پایداری کلی زمین را نشان می‌دهد (ماجد و مظهر[7]، ۲۰۱۹b)؛ دوم، تقاضا برای ظرفیت احیاء مجدد زمین را پیگیری می‌کند (ویکرنیجل[8]، ۲۰۰۲؛ کیتزس و ویکرنیجل[9]، ۲۰۰۹)؛ سوم، ارزیابی درستی درباره تقاضای کل منابع طبیعی ارائه می‌دهد؛ چهارم، فشار فعالیت‌های انسانی بر محیط‌زیست را کنترل می‌کند و بنابراین، افزایش EFP نشانگر فشار بیشتر بر محیط‌زیست و کاهش اکولوژیکی در مقایسه با ظرفیت بیولوژیکی زمین است.

1. Meadows *et al.*
2. Dinda
3. Kaygusuz
4. Majeed & Mumtaz
5. Khan & Majeed
6. Panayotou
7. Majeed & Mazhar
8. Wackernagel *et al.*
9. Kitzes & Wackernagel

در اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی، ارتباط بین رشد اقتصادی و آلاینده‌های محیط‌زیست اغلب به‌عنوان یک مفهوم به‌هم‌پیوسته و بسیار قابل‌بحث مطرح هستند. به‌طور گسترده، اذعان شده است که خدمات اکولوژیکی برای توسعه اقتصاد از اهمیت اساسی برخوردار است؛ زیرا پایه و اساس منابع را فراهم می‌کند. این خدمات، به‌عنوان نهاده برای تولید کالاها و خدمات مختلف در نظر گرفته می‌شوند. علاوه بر این، محیط همچنین دارای مقداری ظرفیت برای جذب آلاینده‌های آب‌وهوا، مواد زائد سمی و جامد است؛ به این معنی که با اعمال محدودیت‌های خاص، محیط، فرصت توسعه ظرفیت جذب را فراهم می‌کند.

بااین‌حال، اگر استفاده از محیط از حد مطلوب مشخص فراتر رود، رشد کُند، و یا حتی منفی می‌شود. این امر، زمانی اتفاق می‌افتد که با غفلت از کیفیت محیط، توسعه و رشد در اولویت قرار گیرد (بروک و تیلور[1]، ۲۰۰۵). گروسمن و کروگر[2] (۱۹۹۵)، این ارتباطات بین رشد اقتصادی و آلاینده‌های محیط‌زیست را تحت عنوان فرضیه EKC مطرح می‌کنند. در ابتدا، بدون توجه به حفظ کیفیت محیط، توسعه اقتصادی افزایش می‌یابد. بااین‌حال، جوامع پس از رسیدن به سطح مشخصی از تخریب محیط‌زیست، بیشتر بر حفظ محیط‌زیست تمرکز می‌کنند. محققان زیادی فرضیه EKC را به‌صورت تجربی آزمایش کرده، و شواهد متفاوتی را بر اساس تکنیک‌های مختلف تخمین زده، نمونه‌های مطالعه و شاخص‌های محیطی، ارائه داده‌اند (اکینز[3]، ۱۹۹۷؛ لو و همکاران[4]، ۲۰۱۴؛ ال مولالی و همکاران[5]، ۲۰۱۵؛ اوزتورک و همکاران[6]، ۲۰۱۶؛ ماجد، ۲۰۱۸؛ ماجد و لونی[7]، ۲۰۱۹).

یک محدودیت عمده در این مطالعات، آن است که تا حد زیادی از انتشار CO_2 به‌عنوان معیاری برای تخریب محیط‌زیست برای آزمایش فرضیه EKC استفاده می‌شود. بااین‌حال، انتشار CO_2 فقط بخشی از تخریب محیط‌زیست است. در مقابل، ردپای بوم‌شناختی، یک شاخص جامع برای تخریب محیط‌زیست است؛ زیرا شش مؤلفه اصلی اکوسیستم یعنی زمین‌های زراعی، زمین‌های چرا، زمین‌های ماهیگیری، زمین‌های جنگلی، اثر کربن و زمین‌هایی که در آن ساخت‌وساز انجام شده را دربر می‌گیرد.

ردپای بوم‌شناختی در سال‌های اخیر، به‌عنوان شاخص کیفیت محیط، مورد توجه قرار گرفته است. بااین‌وجود، به دلیل بازخورد پیچیده در انجمن‌های توسعه اقتصادی، ظرفیت زیستی، خدمات اکوسیستم، سرمایه انسانی و کیفیت زندگی، این شاخص همچنان شناخته شده نیست و تا حد زیادی در تصمیم‌گیری‌های سیاستی، نادیده گرفته می‌شود.

---

1. Brock & Taylor
2. Grossman & Kruger
3. Ekins
4. Lau *et al.*
5. Al-Mulali *et al.*
6. Ozturk *et al.*
7. Majeed & Luni

دو ویژگی، این مطالعه را از مطالعات قبلی متمایز می‌کند و باعث می‌شود که خلأ موجود در ادبیات پر شود. اولاً، این پژوهش اولین مطالعه برای تجزیه‌وتحلیل عوامل انتشار CO_2 و EF[1] در ایران با استفاده از رویکرد خودتوضیح با وقفه‌های گسترده تعمیم یافته (AARDL) بوده، که این رویکرد، اخیراً توسعه یافته است. درواقع، روش AARDL با روش ARDL متفاوت است؛ زیرا روش استاندارد ARDL اهمیت همه استدلال‌ها را بررسی نمی‌کند.

جوه و همکاران[2] (۲۰۱۷)، استدلال کردند که علاوه بر آزمون باند، باید از یک آزمون جدید که اهمیت متغیرهای مستقل را آزمون می‌کند، برای یافتن رابطه دقیق هم‌انباشتگی بین متغیرها استفاده شود. به‌عبارت‌دیگر، برای وجود یک هم‌انباشتگی دقیق، استفاده از آماره آزمون جدید پیشنهادی با AARDL ضروری است (مک ناون و همکاران[3]، ۲۰۱۸).

روش ARDL چندکی برای محققانی مناسب است که به‌جای مطالعه یک معادله واحد در یک بازه زمانی، چندین معادله مختلف را بررسی، و توصیه‌های سیاستی خاص را تهیه می‌کنند. سرانجام، روش ARDL پویا، با استفاده از شبیه‌سازی‌ها، تأثیر تغییرات رگرسور را بر متغیر وابسته، با استفاده از اندازه‌گیری متغیری که در طول زمان تغییر می‌کند- درحالی‌که سایر متغیرها ثابت هستند- تخمین می‌زند (دنیش و آلاکیک[4]، ۲۰۲۰؛ سارکودی و همکاران[5]، ۲۰۱۹).

علاوه بر این، روش مذکور با کمک نمودار، اثرات احتمالی متغیرهای توضیحی پیش‌بینی شده را بر متغیر وابسته، در برابر شوک‌های تصادفی بررسی می‌کند (خان و همکاران[6]، ۲۰۱۹). درنتیجه، در این مطالعه، از روش AARDL استفاده می‌شود. همچنین، محققان (بجز آزرم و بخشوده، ۱۳۹۸)، از در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری در آزمون فرضیه EKC برای ایران غافل شدند. علاوه بر این، آزرم و بخشوده (۱۳۹۸) فقط انتشار CO_2 را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند. مطالعات اخیر هم در تجزیه‌وتحلیل EF، اثرات شکست‌های ساختاری را در نظر نگرفته‌اند.

برای پر کردن این خلأ، این مطالعه به‌طور مقایسه‌ای، میزان انتشار EF و CO_2 را با توجه به تأثیر شکست‌های ساختاری، بحران جهانی ۲۰۰۸ (مطابق با سال ۱۳۸۷) و بحران ارزی (سال ۱۳۷۸) را مورد بررسی قرار می‌دهد.

مبانی نظری

منحنی کوزنتس زیست‌محیطی

مفهوم فرضیه EKC در اوایل دهه ۱۹۹۰ مطرح گردید، که ادعا می‌شد، آلاینده‌های زیست‌محیطی و رشد اقتصادی (یا درآمد سرانه)، دارای یک رابطه U شکل وارونه هستند. این ایده، اساساً بر مبنای مقیاس

1. Ecological Footprint
2. Goh *et al.*
3. McNown *et al.*
۴. Danish & Ulucak
۵. Sarkodie et al.
۶. Khan et al.

سه اثر، اثر ترکیب، ساختاری و تکنیکی است. اثر مقیاس، به تأثیر آلودگی درنتیجه افزایش فعالیت اقتصادی یا تولید بیشتر اشاره دارد. با این وجود، در مسیر توسعه اقتصادی، اقتصاد از بخش کشاورزی (یا پیش صنعتی) به بخش تولید یا از تولید به بخش خدمات (اثر مرکب)، منتقل می‌شود، سپس اقتصاد شروع به بهبود رابطه خود با محیط می‌کند؛ زیرا فناوری قدیمی جایگزین فناوری قدیمی‌تر می‌شود (اثر تکنیکی).

مبانی نظری تجارت و محیط‌زیست

جریان‌های تجاری، نقش مهمی در بدتر شدن یا بهبود محیط‌زیست دارند. طبق نظر استوزل[1] (۲۰۰۱)، گسترش جریان‌های تجاری، روند انتقال مواد زائد و مواد سمی را افزایش می‌دهد که به خسارات زیست-محیطی بیشتری منجر می‌شود. تجارت، همچنین تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف انرژی را افزایش می‌دهد (مجید[2]، ۲۰۱۶)؛ که همه اینها، به بهره برداری بیش از حد از منابع طبیعی منتهی می‌گردد که کیفیت محیط‌زیست را کاهش می‌دهد.

تجارت بین الملل با افزایش رقابت در صورت ضعف مقررات زیست‌محیطی، به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. این کانال طبق فرضیه "چرخش به پایین"، کار می‌کند. در مقابل، مطابق فرضیه "سود حاصل از تجارت"، شرایط محیطی با آزادسازی تجارت بهبود می‌یابد؛ زیرا جریان ابداعات فناوری، فناوری‌های سبز و تمیز و اطلاعات مربوط به حفظ محیط‌زیست را تشویق می‌کند (مجید و مظهر[3]، ۲۰۱۹a).

مبانی نظری سرمایه انسانی و محیط‌زیست

سرمایه انسانی، تأثیر غالب بر محیط‌زیست و پایداری آن دارد. به عنوان مثال، سرمایه انسانی می‌تواند با تشویق استفاده از محصولات انرژی‌های تجدیدپذیر و فعالیت‌های بازیافت، به‌وسیله صرفه جویی در مصرف انرژی، حفظ منابع طبیعی (مانند چوب، مواد معدنی و آب) و کاهش ضایعات در محل‌های دفن زباله، به اقتصاد کمک کند (زن و همکاران[4]، ۲۰۱۴). علاوه بر این، انسان را تشویق می‌کند که از قوانین و مقررات زیست‌محیطی پیروی کند و بنابراین، کیفیت محیط را بهبود می‌بخشد (دشا و همکاران[5]، ۲۰۱۵).

جهانی سازی و محیط‌زیست

بررسی ارتباط بین جهانی سازی و انتشار CO_2، بسیار مورد توجه سیاستگذاران است؛ زیرا به آنها اجازه می‌دهد تا اثر جهانی شدن را بر کیفیت محیط مشاهده کنند. تأثیر جهانی شدن بر کیفیت

---

۱. Stoessel

۲. Majeed

3. Majeed & Mazhar

4. Zen *et al.*

5. Desha *et al.*

محیط‌زیست، یک مسأله اساسی است؛ زیرا هدف اصلی یک اقتصاد، دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، با استفاده از جهانی سازی است.

در ادبیات موجود در رابطه با ارتباط جهانی شدن و انتشار کربن، دو رشته وجود دارد. رشته اول، با استفاده از سری‌های زمانی برای هر کشور، رابطه تولید گازهای گلخانه ای جهانی را مورد توجه قرار می دهد (دین[1]، ۲۰۰۲؛ بیک و همکاران[2]، ۲۰۰۹؛ شهباز و همکاران، a ۲۰۱۷). رشته دوم تحقیق، شامل آثار ناتون[3](۲۰۱۴)؛ شهباز و همکاران (۲۰۱۶)، و پاراماتی و همکاران[4](۲۰۱۷) است که رابطه بین جهانی سازی و انتشار کربن را با استفاده از شاخص‌های مختلف جهانی سازی در داده‌های مقطعی یا پانل کشور بررسی کرده‌اند. رابطه U شکل وارونه بین جهانی سازی و انتشار کربن EKC (منحنی محیطی کوزنتس) نامیده می‌شود، که نشان می‌دهد جهانی سازی در ابتدا، با انتشار CO_2 همسو است، اما سپس با کاهش انتشار کربن در مراحل بعدی توسعه اقتصادی، شروع به بهبود کیفیت محیط می‌کند. ارتباط U شکل گرفته بین جهانی سازی و آلاینده‌ها، نشان می‌دهد که جهانی سازی در ابتدا کیفیت محیط را بهبود می‌بخشد، اما پس از یک سطح خاص، کیفیت شروع به کاهش می‌کند.

انرژی تجدیدپذیر و محیط‌زیست

طبیعت همیشه برای انسان مهم بوده و به همین دلیل، نیاز شدیدی به محافظت از تنوع زیستی وجود داشته است. یکی از راه‌های دستیابی به این هدف، کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. از آنجا که انتشار کربن، نقش مهمی در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارد، مطالعه عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای بسیار مهم است (داسیلوا و همکاران[5]، ۲۰۱۸).

یک اثر مستقیم گازهای گلخانه‌ای، گرم شدن کره زمین بوده است. این دلیل اصلی گسترش مصرف انرژی تجدیدپذیر است (ناین و کاکینکا[6]، ۲۰۱۹). ادبیات تجربی به این واقعیت اشاره دارد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی، عامل اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای است (جارک و پیرینو[7]، ۲۰۱۷). اقتصاددانان اکولوژیک همانند آیرس و نایر[8](۲۰۰۸)، بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهمترین عامل رشد است؛ به‌طوری‌که از نظر آنها، نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند. در حالی که به گفته برخی از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت و دنیسون[9](۲۰۱۱)،

1. Dean
2. Baek *et al.*
3. Naughton
4. Paramati *et al.*
5. Da Silva *et al.*
6. Nguyen & Kakinaka
7. Jarke & Perino
8. Ayres & Nair
9. Berndt & Denison

انرژی از طریق تأثیر آن بر کار و سرمایه، به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد و تأثیر مستقیمی بر رشد اقتصادی ندارد (قائد و همکاران، ۱۳۹۸).

پیامدهای زیست محیطی گرم شدن و تغییرات اقلیمی کره زمین و انتشار گازهای گلخانه‌ای، نگرانی‌ها را در مورد مصرف انرژی تجدیدناپذیر افزایش داده، و اقبال عمومی به استفاده از انرژی تجدیدپذیر، رواج بیشتری یافته، چراکه از مهمترین ویژگی‌های انرژی تجدیدپذیر، کاهش انتشار دی اکسید کربن و کمک به حفاظت از محیط زیست است (ابویی و همکاران، ۱۳۹۷). مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، می‌تواند نگرانی‌های روزافزون را در مورد انتشار گازهای گلخانه‌ای، قیمت بالا، انرژی فرار و وابستگی به منابع انرژی خارجی را کاهش دهد (خوشنویس یزدی و شکوری[1]، ۲۰۱۷).

مطالعات تجربی

ادبیات تجربی در مورد اعتبار فرضیه EKC، در دسته‌های مختلف طبقه‌بندی شده است. در مرحله اول، اعتبارسنجی فرضیه EKC توسط برخی مطالعات بین کشوری و سپس توسط مطالعات یک کشور بررسی می‌شود. EKC نه‌تنها با در نظر گرفتن درآمد سرانه و مربع آن در مدل به‌دست می‌آید، بلکه برخی از مطالعات، شاخص‌های مهمی مانند مصرف انرژی، تجارت، آموزش و به‌تازگی ظرفیت بیولوژیکی را نیز در نظر می‌گیرند که برای توضیح فرضیه EKC ضروری‌تر است.

شواهدی از رویکرد بین کشوری EKC

با استفاده از شاخص‌های مختلف مانند دی‌اکسید گوگرد، اکسید نیتروژن و مونوکسید کربن، بسیاری از مطالعات فرضیه EKC را آزمون کرده‌اند. بر اساس تکنیک‌های داده‌های پنل سنتی و رویکردهای همبستگی پنل، پانایوتو (۱۹۹۳)، شفیک[2] (۱۹۹۴)، سلدن و سانگ[3] (۱۹۹۴)، توراس و بویس[4] (۱۹۹۸)، لیست و گالت[5] (۱۹۹۹)، هالکس[6] (۲۰۰۳)، میلیمت و همکاران[7] (۲۰۰۳)، لیتو[8] (۲۰۱۰)، وانگ و همکاران[9] (۲۰۱۶)، آتاسوی[10] (۲۰۱۷)، ماجد (۲۰۱۸) و ماجد و لونی (۲۰۱۹)، شواهدی از فرضیه EKC را در گروه مجموعه داده‌های مختلف پانل پیدا کردند که دوره‌های زمانی متفاوتی را پوشش می‌دهند.

1. Khoshnevis & Shakouri
2. Shafik
3. Selden & Song
4. Torras & Boyc
5. List & Gallet
6. Halkos
7. Millimet *et al.*
8. Leitão
9. Wang *et al.*
10. Atasoy

برآورد این مطالعات فقط بر اساس درآمد سرانه است و مقدار مربع آن در مدل، همسو با برخی از مطالعات است که سایر عوامل ازجمله تراکم جمعیت، شهرنشینی، تجارت، انرژی‌های تجدیدپذیر، فناوری اطلاعات و ارتباطات، روند زمان، مصنوعات محلی و حقوق سیاسی و مدنی را در نظر می‌گیرند. در این مطالعات، نتیجه می‌گیرند که پیشرفت فناوری، حاکمیت خوب و نهادینه سازی بهتر، باعث شکل‌گیری EKC به شکل U می‌شود.

به همین ترتیب، با در نظر گرفتن انتشار آلاینده‌های جهانی CO_2، محققان در سراسر جهان، وجود فرضیه EKC را تأیید کردند. ازاین‌رو، سو و سانگ[1] (۲۰۱۰)، برای مناطق شرقی و مرکزی چین، نارایان و نارایان[2] (۲۰۱۰) و اپرگیس و اوزتورک[3] (۲۰۱۵)، برای خاورمیانه و جنوب آسیا و جانکی[4] (۲۰۱۱)؛ پائو و تسای[5] (۲۰۱۱)؛ آلوارادو و همکاران[6] (۲۰۱۸)؛ ماجد (۲۰۱۸) و ماجد و لونی (۲۰۱۹)، برای داده‌های پنل جهانی و کشورهای با درآمد بالا، یک رابطه U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و انتشار کربن پیدا کردند. بر اساس این مطالعات، یک رابطه U شکل معکوس، ممکن است به‌دلیل جابه‌جایی مکانی صنایع آلوده در اقتصادهای کمتر توسعه یافته برقرار باشد؛ درحالی‌که سرریز اطلاعات و دانش در مورد اهمیت محیط، ممکن است باعث بهبود محیط‌زیست در اقتصادهای توسعه یافته شود.

اخیراً، برخی از مطالعات از EFP، به‌عنوان شاخص جامع زیست‌محیطی استفاده می‌کنند. یک رابطه U شکل معکوس بین رشد اقتصادی و ردپای بوم‌شناختی برای گروه‌های مختلف درآمدی توسط اوزتورک و همکاران (۲۰۱۶)، برای منطقه خاورمیانه و آفریقای شمالی (MENA) توسط چارفدین و مرابت[7] (۲۰۱۷) و کشورهای تازه صنعتی شده توسط دستک و سرکدی[8] (۲۰۱۹)، به‌دست‌آمده است. نتایج این مطالعات، نشان می‌دهد که یک EKC معکوس به دلیل سیاست‌های مدیریت پایدار که به کاهش فشار بر محیط‌زیست کمک می‌کند، در این اقتصادها معتبر است. به‌علاوه، آیدین و همکاران[9] (۲۰۱۹)، با استفاده از اجزای مختلف EFP، الگوهای ترکیبی EKC را کشف، و EKC را با ترکیب مؤلفه‌های اثرات کربن، گیاهان زراعی و ماهیگیری و استفاده از رگرسیون انتقال داده‌های پنل، تأیید کردند.

برخی از مطالعات، وجود EKC را به چالش کشیده، و برخی از آنها، انتشار گوگرد را به‌عنوان عملکرد یکنواخت درآمد سرانه معرفی کرده‌اند (استرن و کامن[10]، ۲۰۰۱). برخی مطالعات دیگر، EKC را به شکل

1. Xu & Song
2. Narayan & Narayan
3. Apergis & Ozturk
4. Jaunky
5. Pao & Tsai
6. Alvarado *et al.*
7. Charfeddine & Mrabet
8. Destek & Sarkodie
9. Aydin *et al.*
10. Stern & Common

U برآورد نموده‌اند. به‌عنوان‌مثال، اوزکان[1](۲۰۱۳) و آلوارادو و همکاران (۲۰۱۸)، EKC به شکل U را برای کشورهای کم درآمد، درآمد متوسط و با درآمد بالا، به دست آورده، و به‌طور مشابه، دستک و سینا[2](۲۰۲۰)، EKC به شکل U را برای اقتصادهای OECD تأیید کرده‌اند.

آلتینتاش و کاسوری[3](۲۰۲۰)، نتیجه گرفت که شکل EKC به شاخص محیط‌زیست بسیار حساس است. آنها رابطه U شکل بین رشد و انتشار کربن را برای کشورهای اروپایی یافتند و رابطه‌ای معکوس بین کیفیت محیط با EFP را پیدا کردند. برخی مطالعات مانند مارتینز-زرزوسو و بنگوچی-مورانچو[4](۲۰۰۴) و ماجد و لونی (۲۰۱۹)، نشان داد که رابطه‌ای بین درآمد سرانه و انتشار کربن وجود دارد. مطالعه‌ای که توسط رحمان و همکاران[5](۲۰۱۹) انجام شد، EKC به شکل N را برای کشورهای اروپای مرکزی و شرقی (CEEC) تأیید کرد.

به‌طورکلی، ادبیات موجود، شواهد مختلفی را ارائه می‌دهد. بااین‌حال، به دلیل عدم وجود موضوع همزمان در مطالعات مجموعه داده‌ها تا حد زیادی یافته‌های مشابه را بااعتبار حضور یک EKC به شکل U وارونه ارائه می‌دهیم. دلیل آنهم می‌تواند استفاده از روش‌های مشابه یا تعصب در تخمین باشد؛ زیرا در اکثر مطالعات، از مدل‌های داده پانل سنتی استفاده شده است.

از سوی دیگر، تفاوت درنتیجه می‌تواند به دلیل وجود مشکلات اقتصادسنجی در برآورد مانند درون‌زایی، چندخطی بودن، وابستگی تقاطعی و همچنین به علت متغیر حذف شده باشد. علاوه بر این، استفاده از شاخص زیست‌محیطی برای تخمین‌های بی‌طرف نیز مهم است.

شواهدی از رویکرد تک کشوری EKC

شاخه دوم این ادبیات شامل مطالعاتی است که در آنها سعی شده، فرضیه EKC را با استفاده از داده‌های سری زمانی و تجزیه‌وتحلیل تک کشوری بررسی کنند. فودا و زاگودود[6](۲۰۱۰)، وجود فرضیه EKC (در مورد انتشار SO_2) و رابطه افزایشی به‌صورت یکنواخت (در مورد انتشار CO_2) را برای اقتصاد تونس تأیید کردند. به همین ترتیب، شهباز و همکاران[7](۲۰۱۲)، با در نظر گرفتن داده‌های انتشار CO_2، فرضیه EKC را برای پاکستان تأیید نمودند؛ درحالی‌که، ال مولالی و همکاران[8](۲۰۱۵)، آن را برای ویتنام تأیید نکرد. مطابق تجزیه‌وتحلیل سری زمانی، برخی از مطالعات هستند که اثرات اکولوژیکی را به‌عنوان یک شاخص زیست‌محیطی را همراه با متغیر انتشار CO_2 استفاده کرده، و به دلیل عدم تعصب به متغیر حذف شده، نتایج متنوعی به دست آورده‌اند. چارفدین و مرابت (۲۰۱۷)، از داده‌های اقتصاد قطر، استفاده کرد و

1. Ozcan
2. Destek & Sinha
3. Altıntaş & Kassouri
4. Martınez-Zarzoso & Bengochea-Morancho
5. Rahman *et al.*
6. Fodha & Zaghdoud
7. Shahbaz *et al.*
8. Al-Mulali *et al.*

نتیجه گرفت که یک رابطه U شکل معکوس بین درآمد سرانه و انتشار CO_2 و ردپای بوم‌شناختی کربن وجود دارد؛ درحالی‌که، رابطه U شکل بین درآمد سرانه و ردپای بوم‌شناختی وجود دارد. همچنین مرابت و السمرا[1] (۲۰۱۷)، با همان هدف، فرضیه EKC را با استفاده از اثرات اکولوژیکی تأیید کردند، درحالی‌که آنها موفق نشدند با استفاده از انتشار CO_2، فرضیه EKC را تأیید کنند.

مطالعات متفاوتی نیز برای ایران صورت گرفته که به ارائه تعدادی از این مطالعات می‌پردازیم.

مسعودی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی، به بررسی اثر نوآوری‌های فنی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار CO_2 در کشورهای منتخب آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر با استفاده از رویکرد ایستا، پویا و ضرایب بلندمدت داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج این مطالعه، نشان داد که نوآوری فنی و انرژی‌های تجدیدناپذیر، تأثیر مثبتی بر انتشار CO_2 داشته است اما اثر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2، منفی و معنی‌دار بوده است. تأثیر رشد اقتصادی نیز بر انتشار CO_2 مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۸)، به بحث و بررسی پیرامون ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست در کشور ایران و تأیید یا رد فرضیه U وارون کوزنتس، با کاربرد شاخص‌های صنعتی شدن، وضعیت اقتصادی و مصرف انرژی و آموزش در دوره زمانی ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ و مدل‌سازی این فرضیه پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل تحقیق، نشان‌دهنده تأیید فرضیه کوزنتس و معنی‌داری نقش صنعتی شدن، مصرف انرژی (به‌صورت معکوس) و وضعیت اقتصادی و عدم تأثیرگذاری شاخص آموزش (به شیوه کنونی)، در بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌باشد.

آزرم و بخشوده (۱۳۹۸)، به بررسی و آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران، با استفاده از دو شاخص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد در قالب دو مدل پرداختند. در این مطالعه، اثر متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، درجه باز بودن اقتصاد و درصد شهرنشینی بر روی انتشار گاز دی‌اکسید کربن به‌عنوان شاخصی از کیفیت محیط‌زیست، در قالب مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۰ بررسی شده است. نتایج نشان داد که بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و درصد شهرنشینی و آلودگی محیط‌زیست، رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، مورد تأیید قرار گرفت. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌رغم تأثیر مثبت بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن، از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

بهرامی و همکاران (۱۳۹۸)، رابطه مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای، یعنی گاز دی‌اکسید کربن با متغیرهای توسعه‌مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ شهرنشینی و درجه باز بودن تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۷ را با استفاده از روش رگرسیون فازی بررسی کرده‌اند. بنا بر نتایج به‌دست‌آمده تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و توسعه مالی، تأثیر مثبتی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارند. همچنین نتایج مقاله، نشان می‌دهد که افزایش مستمر تولید ناخالص داخلی، تأثیری منفی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد.

1. Mrabet & Alsamara

نجاتی و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی و ارزیابی تأثیر رشد تولیدات و مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسید کربن در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران از قبیل: بخش‌های صنعت، کشاورزی، نفت، حمل‌ونقل و خدمات پرداختند. برای این منظور، داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۵ و یک مدل رگرسیون "به‌ظاهر نامرتبط" به‌کار گرفته شد. نتایج برآورد رگرسیون، حاکی از آن است که مصرف انرژی، رابطه مثبت و معناداری با انتشار دی‌اکسید دارد اما مصرف انرژی در بخش‌های مختلف، اثر یکسانی بر آلودگی ندارد. همچنین رابطه بین آلودگی و رشد اقتصادی در بخش‌های کشاورزی، نفت و حمل‌ونقل، به‌صورت N معکوس می‌باشد. منحنی N شکل معکوس، به این مفهوم است که آلودگی در ابتدا همراه با افزایش تولید در بخش‌های اقتصادی کاهش، و سپس افزایش و سرانجام دوباره با بهبود تولید، کاهش می‌یابد. علاوه بر این، رابطه بین آلودگی و رشد اقتصادی در بخش صنعت، U شکل و در بخش خدمات، کاهشی یکنواخت است.

سلمانپور (۱۳۹۵)، به بررسی اثر رشد جمعیت، سرمایه انسانی و مصرف فرآورده‌های نفتی بر آلودگی محیط‌زیست در ایران پرداخته، و مدل آلودگی محیط‌زیست را با استفاده از الگوی پویای خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، تخمین زده است. در این مدل، انتشار گاز CO_2 به‌عنوان شاخص آلودگی محیط‌زیست در نظر گرفته شده و اثر متغیرهای توضیحی بیان شده بر روی آن، مورد برازش قرار می‌گیرد. نتایج بررسی الگوی کوتاه‌مدت برای مدل‌های برآوردی، گویای رابطه منفی بین سرمایه انسانی و آلودگی محیط‌زیست است. همچنین نتایج تحقیق، نشانگر رابطه مثبت بین متغیرهای مصرف فرآورده‌های نفتی، جمعیت و درآمد ملی با آلودگی محیط‌زیست می‌باشد.

به‌طور خلاصه، کارهای قابل‌توجهی برای آزمون فرضیه ECK انجام شده است. بااین‌حال، شواهد نشان می‌دهد که نه‌تنها رابطه U شکل معکوس بین درآمد سرانه و تخریب محیط‌زیست وجود دارد بلکه EKC به اشکال U، N و N معکوس نیز در ادبیات مشاهده می‌شود، که عمدتاً به دلیل واگرایی شاخص استفاده شده برای اندازه‌گیری تخریب محیط‌زیست و روش تجربی انجام شده برای انجام یک تمرین تجربی است؛ زیرا بیشتر مطالعات، به انتشار CO_2 و سایر آلاینده‌های هوا مانند SO_2 متکی بودند.

مطالعات بسیار کمی وجود دارد که EKC را با استفاده از EFP به‌عنوان شاخص محیط‌زیست آزمایش کرده باشد. بااین‌حال، تحلیل آنها محدود به کشورهای اروپایی، اروپای مرکزی و شرقی و کشورهای تازه صنعتی شده بوده، و بنابراین، تصدیق فرضیه EKC هنوز به‌طور کامل روشن نشده است؛ زیرا کمبود پیشینه در رابطه با استفاده از EFP وجود دارد و به همین دلیل، این مطالعه، به چندین روش در ادبیات موجود نقش دارد. ابتدا، از شاخص‌های زیست‌محیطی ردپای بوم‌شناختی که اخیراً توسعه یافته، استفاده می‌کند و تجزیه‌وتحلیل را برای ایران انجام می‌دهد. دوم، این مطالعه با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی نسل دوم و رگرسیون AARDL، بخش روش‌شناختی را بهبود می‌بخشد. سرانجام، مطالعه حاضر، شکست‌های ساختاری را در نظر می‌گیرد.

مدل پژوهش

داده‌ها

در این مطالعه، از داده‌های سری‌های زمانی سالانه از سال ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۶ برای مدل‌سازی تخریب محیط‌زیست بهره گرفته شده است. برای تحلیل چندمتغیره تجربی، از سرانه اثرات اکولوژیکی (EF، ردپای

بوم‌شناختی) و انتشار CO_2 (سرانه تن) به‌عنوان متغیرهای وابسته استفاده می‌شود. متغیرهای مستقل، دربرگیرنده تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (GDP، بر اساس ارزش دلار در سال ۲۰۱۰)، مجذور تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، سرمایه انسانی (HC، شاخص مبتنی بر تحصیلات)، مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه (REC، میلیون تن معادل نفت خام)، جهانی‌سازی (KOF، شاخص جهانی‌سازی) و باز بودن تجارت (TO، درصدی از GDP) هستند.

این داده‌ها از شش منبع به دست می‌آیند. داده‌های GDP و TO، از پایگاه داده شاخص توسعه جهانی گردآوری می‌شوند، داده‌های HC، از نسخه نهم جداول جهانی Penn[1] که توسط فینسترا و همکاران[2](۲۰۱۵) توسعه یافت به دست می‌آیند، داده‌های REC، از آمارهای سازمان اطلاعات انرژی[3] استخراج، و داده‌های جهانی‌سازی، از مطالعه گیگلی و همکاران[4] (۲۰۱۹) بازیابی می‌شوند[5]. نهایتاً، EF و انتشار CO_2 به ترتیب، از شبکه اثرات اکولوژیکی جهانی[6] و مرور آماری بریتیش پترولیوم[7] حاصل می‌شوند.

توصیف مدل

این مطالعه، تخریب زیست‌محیطی (EF و انتشار CO_2) برای ایران را با یک رویکرد AARDL جدید مدل‌سازی می‌کند. برای دستیابی به این هدف، از فرضیه EKC استفاده می‌شود. علاوه بر تولید ناخالص داخلی و تولید ناخالص داخلی مربع(ECG)، متغیرهای مستقل مختلفی بر آلودگی محیط‌زیست تأثیر می‌گذارند. یکی از عوامل اصلی تخریب محیط‌زیست، مصرف انرژی است. همه می‌دانند که مصرف بالای سوخت، باعث مشکلات زیست‌محیطی در ایران می‌شود. ایران باید منابع انرژی تجدیدپذیر را جایگزین مصرف نفت و مشتقاتش کند تا آلودگی محیط‌زیست را کاهش دهد. حتی اگرچه مصرف انرژی تجدیدپذیر ایران در مقایسه با گذشته افزایش یافته، اما سهم آن در کل انرژی کاهش یافته (کم) است.

پرسش اصلی: آیا مصرف انرژی تجدیدپذیر به سطحی کافی برای کاهش تخریب زیست‌محیطی در ایران رسیده است؟ بنابراین، مقاله حاضر، تأثیر احتمالی مصرف انرژی تجدیدپذیر را بر EF و CO_2 بررسی می‌کند.

می‌توان اهمیت سرمایه انسانی در رابطه با محیط‌زیست را در مطالعات محمود و همکاران[8](۲۰۱۹)، دنیش و همکاران[9](۲۰۱۹) و سارکودی و همکاران[10](۲۰۲۰)، مشاهده کرد. در کشورهای دارای سرمایه

---

1. Penn World Tables version 10.0
2. Feenstra *et al.*
3. EIA. Renewable energy production and consumption
4. Gygli *et al.*
۵. از مؤسسه اقتصادی سوئیس KOF به‌دست‌آمده است.
6. Global Footprint Network
7. British Petroleum Statistical Review
8. Mahmood *et al.*
9. Danish *et al.*
10. Sarkodie *et al.*

انسانی بالا، انتظار می‌رود که آگاهی زیست‌محیطی نیز بالا باشد. مناطق دارای ظرفیت فناورانه بالا، فناوری-های پیشرفته‌تری را به‌واسطه سطوح بالای سرمایه انسانی خود اتخاذ می‌کنند. بسیاری از مطالعاتی که به مدل‌سازی آلودگی محیط‌زیست می‌پردازند، از این دیدگاه حمایت می‌کنند (کوستانتینی و مونی[1]، ۲۰۰۸).

جان و همکاران[2] (۲۰۱۱)، نشان دادند که بخش مهمی از رابطه بین ECG و آلودگی، بر سرمایه انسانی استوار است. آنها توجه را به نقش چشمگیر سرمایه انسانی در کاهش آلودگی محیط‌زیست معطوف کردند. به‌علاوه، ازآنجایی‌که انتشار گازهای گلخانه‌ای به سطوح جدی رسیده است، سرمایه انسانی برای نظام اکولوژیکی اهمیت دارد. جهانی‌سازی، عامل دیگر مؤثر بر آلودگی محیط‌زیست بوده است.

در این رابطه، دو دیدگاه مخالف در مطالعات وجود دارند. اول، با توجه به فرایند جهانی‌سازی، شرکت‌ها به سرمایه‌گذاری در کشورهایی با سیاست‌های زیست‌محیطی سهل‌گیرانه‌تر می‌پردازند؛ دوم، شرکت‌های فعال در عرصه جهانی، فناوری سبز را به کشور میزبان انتقال می‌دهند؛ بنابراین، می‌باید تأثیر جهانی‌سازی بر تنزل زیست‌محیطی بررسی شود. با توجه به ملاحظات فوق، تابع آلودگی زیست‌محیطی به‌صورت زیر، کمّی‌سازی می‌شود:

$$CO_{2t}|EF_t = f(RY_t, RY_t^2, HC_t, REC_t, KOF_t, TO_t) \qquad (۱)$$

که متغیرها به ترتیب، عبارت‌اند از ردپای بوم‌شناختی سرانه EF، انتشار دی اکسیدکربن سرانه CO_2، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه GDP (رشد اقتصادی)، مربع تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه GDP^2، سرمایه انسانی HC، مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه REC، شاخص جهانی‌سازی KOF و آزادی تجاری TO. ازآنجایی‌که مدل لوگ-خطی در مقایسه با مدل رگرسیون ساده، سازگاری بیشتری دارد، از تبدیل لوگ-خطی داده‌ها در تحلیل اقتصادسنجی استفاده شده است (زفر و همکاران[3]، ۲۰۱۹). عوامل تخریب محیط‌زیست در شکل لگاریتمی، به‌صورت زیر بازنویسی می‌شوند:

$$LEF_t = \gamma_0 + \gamma_1 LRY_t + \gamma_2 LRY_t^2 + \gamma_3 LHC_t + \gamma_4 LREC_t + \gamma_5 LKOF_t + \gamma_6 LTO_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

L و ε_t نشان‌دهنده شکل لگاریتمی و عبارت خطا با توزیع نرمال هستند. اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 < 0$ باشد، آنگاه فرضیه EKC معتبر است. بااین‌حال، اگر $\gamma_2 > 0$ و $\gamma_1 < 0$، آنگاه فرضیه EKC، معتبر نیست و رابطه بین آلودگی و ECG (تولید ناخالص داخلی و مربع آن) به‌صورت U شکل است. در حالت اول، درآمد، آلودگی محیط‌زیست را پس از یک سطح آستانه‌ای معین کاهش می‌دهد، درحالی‌که در حالت دوم، درآمد، آلودگی محیط‌زیست را افزایش می‌دهد. در هر دو حالت، سطح آستانه‌ای به‌صورت $RY^* = -\gamma_1/2\gamma_2$ تعیین می‌شود و $\exp(RY^*)$ نشان‌دهنده ارزش پولی نقطه برگشت[4] است.

1. Costantini & Monni
2. Jun *et al.*
3. Zafar *et al*.
4. turning point

ازآنجایی‌که آگاهی زیست‌محیطی افراد تحصیل‌کرده و بااستعداد، با افزایش در سرمایه انسانی، افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود که ضریب HC منفی باشد ($\gamma_3 < 0$). به‌طور مشابه، با در نظر گرفتن ادبیات پیشین، ضریب REC می‌تواند دارای یک علامت منفی باشد ($\gamma_4 < 0$). به‌علاوه، ضریب KOF و TO می‌تواند مثبت یا منفی باشد ($\gamma_5 - \gamma_6 < 0 \ \ or > 0$). انتظار می‌رود فرایند جهانی‌سازی، آلودگی محیط‌زیست را در کشورهایی که دارای فناوری‌های سبز در تولید هستند، کاهش دهد و آلودگی زیست‌محیطی را در کشورهایی که به تولید ناخالص داخلی اولویت می‌دهند و هیچ نگرانی زیست‌محیطی ندارند، افزایش دهد.

فرایند تحلیل

می‌توان از روش‌های اقتصادسنجی بسیاری با توجه به خصوصیات ریشه واحد متغیرها استفاده کرد. برای مثال، آزمون‌های هم انباشتگی سنتی از قبیل روش‌های انگل و گرانجر[1] (۱۹۸۷) و جوهانسون[2] (۱۹۸۸) برای متغیرهای ناایستا استفاده می‌شوند. بااین‌حال، ممکن است برخی سری‌های اقتصاد کلان، ایستا باشند. در این حالت، نمی‌توان از آزمون‌های هم‌انباشتگی سنتی استفاده کرد.

پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱)، روش ARDL را توسعه دادند که می‌تواند صرف‌نظر از ترتیب ترکیب متغیرها اجرا شود. از این گذشته، این رویکرد، مستلزم آن است که همه متغیرها جزء فرایند I(۲) نباشند. به همین دلیل، از آزمون ریشه واحد RALS-LM با یک شکست روند توسعه یافته توسط منگ و همکاران[4] (۲۰۱۷) و آزمون ریشه واحد زیووت- اندروز[5] (ZA) که توسط زیووت و اندروز (۱۹۹۲) پیشنهاد شد، برای تعیین تاریخ شکست استفاده می‌کنیم.

همان‌طور که لی و استرازیچ[6] (۲۰۰۴) متذکر شدند، اگر یک شکست شدید رخ دهد، مشکلاتی نظیر تحریف اندازه، از دست دادن قدرت و عدم تعیین درست نقطه شکست در آزمون ZA رخ می‌دهد. در این مطالعه، از آزمون ریشه واحد RALS-LM برای حذف این وضعیت و برای کسب نتایج مستحکم استفاده شده است. این روش، مزایایی را در بسیاری جهات فراهم می‌سازد. اول، آزمون ریشه واحد RALS-LM از اطلاعات راجع به خطاهای غیرنرمالی که در آزمون‌های ریشه واحد نادیده گرفته می‌شوند و وقتی خطاها دارای توزیع نرمال نیستند، قدرت کسب می‌کنند، استفاده می‌نماید؛ دوم، LM استاندارد و آزمون‌های ریشه واحد دیگر ممکن است به مکان شکست وابسته باشند، درحالی‌که آزمون LM تبدیل شده (مبدل)، تأثیر شکست‌ها را با خطاهای غیرنرمال تنظیم می‌کند.

به‌علاوه، پاین و همکاران[7] (۲۰۱۷)، اظهار داشتند که حتی اگر خطاها به‌واسطه ماهیت مجموعه داده‌ها، دارای توزیع نرمال نباشند، قدرت آزمون به‌طور معنی‌داری تحت تأثیر این وضعیت قرار نمی‌گیرد. نهایتاً،

1. Engle & Granger
2. Johansen
3. Pesaran *et al.*
4. Meng *et al.*
5. Zivot-Andrews
6. Lee & Strazicich
7. Payne *et al.*

آزمون RALS-LM با یک شکست روند از خصوصیات اندازه و قدرت بهتری نسبت به بسیاری از آزمون‌های ریشه واحد سنتی برخوردار است (منگ و همکاران، ۲۰۱۷).

رابطه هم انباشتگی ARDL تعمیم یافته

در روش ARDL، مدل زیر برای بررسی رابطه هم انباشتگی ایجاد شده است:

$$LCO_{2t}|\Delta LEF_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 DU_t + \omega_1 \sum_{i=1}^{h} \Delta LCO_{2_{t-i}}|\Delta LCF_{t-i} + \omega_2 \sum_{i=0}^{s} \Delta LRY_{t-i} + \omega_3 \sum_{i=0}^{c} \Delta LRY_{t-i}^2 + \omega_4 \sum_{i=0}^{b} \Delta LHC_{t-i} + \omega_5 \sum_{i=0}^{j} \Delta LREC_{t-i} + \omega_6 \sum_{i=0}^{k} \Delta LKOF_{t-i} + \omega_7 \sum_{i=0}^{p} \Delta LTO_{t-i} + \delta_1 LCO_{2_{t-i}}|LEF_{t-1} + \delta_2 LRY_{t-1} + \delta_3 LRY_{t-1}^2 + \delta_4 LHC_{t-1} + \delta_5 LREC_{t-1} + \delta_6 LKOF_{t-1} + \delta_7 LTO_{t-1} + v_t \quad (۳)$$

در معادله ۳، t، v_t و ϑ_0 نشان‌دهنده زمان، ضریب خطا و ضریب ثابت، و ضرایب جمع‌بندی‌ها، نشان‌دهنده روابط کوتاه‌مدت هستند؛ عبارت‌های $\delta_{1\ldots7}$، نشان‌دهنده پویایی‌های بلندمدت و نهایتاً ϑ_1، نشان‌دهنده تاریخ شکست (متغیر دامی) هستند. متغیر دامی شکست یک نقطه خاص را نشان می‌دهد. به پیروی از مطالعات کاگلار[1] (۲۰۲۰)، ناواز و همکاران[2] (۲۰۱۹) و کای و همکاران[3] (۲۰۱۸)، تاریخ شکست متغیر وابسته را به مدل‌های ARDL اضافه می‌کنیم. برای آزمون کران معمولی، فرضیه صفر هم‌انباشتگی در معادله ۴ نشان داده می‌شود.

پسران و همکاران (۲۰۰۱)، مقادیر بحرانی بالایی و پایینی را برای آماره F کلی پیشنهاد کردند. اگر آماره F بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بالایی باشد، آنگاه یک رابطه هم انباشتگی وجود دارد.

به‌علاوه، هنگام استفاده از روش ARDL، باید مسائل زیر را در نظر گرفت. اول، مشکل درونزایی است که بنا بر آن، نباید بین متغیرهای توضیحی و ضریب خطا همبستگی وجود داشته باشد. در رویکرد ARDL، تنها یک متغیر، درونزا است (سم و همکاران[4]، ۲۰۱۹)؛ دوم، باید اطمینان داشت که متغیر وابسته I(1) است؛ سوم، حالت‌های منحط (آسیب‌شناختی و انحطاط) باید ارزیابی شوند.

پسران و همکاران (۲۰۰۱)، دو آزمون متفاوت را برای آزمون هم‌انباشتگی پیشنهاد کردند. آزمون F کلی و آزمون t. طبق نتایج این آزمون‌ها، دو حالت منحط متفاوت، می‌توانند رخ دهند. حالت منحط ۱ (حالت منحط ۲)، زمانی رخ می‌دهد که سطح وقفه متغیر وابسته (سطح وقفه متغیر مستقل) در معادله ۳ معنی‌دار نباشد.

مک ناون و همکاران (۲۰۱۸) و سم و همکاران (۲۰۱۹)، ابراز داشتند که اگر حالات منحط در نظر گرفته نشوند، نتایج به‌دست‌آمده با آزمون‌های F و t می‌توانند گمراه‌کننده باشند. علاوه بر این آزمون‌ها، مک ناون و همکاران (۲۰۱۸)، یک آزمون جدید را بر اساس متغیرهای توضیحی وقفه دار معرفی کردند.

1. Caglar
2. Nawaz *et al.*
3. Cai *et al.*
4. Sam *et al.*

هدف این محققان، حل مشکلات اشاره شده، در رابطه با این آزمون تکمیلی بود. معنی‌داری آزمون F کلی، می‌تواند تنها به‌واسطه متغیر وابسته وقفه دار یا متغیر مستقل وقفه دار باشد. برای شفاف‌سازی این وضعیت، معنی‌داری متغیر وابسته وقفه‌دار با آزمون t_{DV} بررسی می‌شود.

در ضمن، معنی‌داری متغیرهای مستقل وقفه‌دار با آزمون F_{IDV} توسعه یافته توسط مک ناون و همکاران (۲۰۱۸)، بررسی می‌شود. مقادیر حیاتی برای آزمون F_{IDV} با روش نمونه‌گیری مجدد بوت استرپ به دست می‌آیند. بنابراین، با آزمون F_{IDV} جدید، درونزایی متغیرها، و ضرورت اینکه متغیر وابسته به‌صورت I(1) باشد، حذف می‌شوند. سه آماره آزمون توسعه یافته توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) و مک ناون و همکاران (۲۰۱۸)، در زیر نشان داده می‌شوند:

الف) آزمون F روی تمامی عبارت‌های تصحیح خطا (آزمون باند سنتی) برای یک آزمون F کلی:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0 \quad (۴)$$

ب) آزمون t روی متغیر وابسته وقفه دار برای t_{DV}:

$$H_0: \delta_1 = 0 \quad (۵)$$

ج) آزمون F روی متغیر مستقل وقفه‌دار برای F_{IDV}:

$$H_0: \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0 \quad (۶)$$

طبق نظر مک ناون و همکاران (۲۰۱۸)، اگر فرضیات H_0 برای هر سه آزمون رد شوند، رابطه هم‌ترکیبی واقعی میان متغیرهای مربوط وجود دارد. همچنین محققان دو حالت منحط را با بیان هم‌انباشتگی نشان دادند و آن را به‌صورت زیر تعریف کردند: حالت منحط ۲ زمانی رخ می‌دهد که آزمون‌های F کلی و t_{DV} معنی‌دار هستند، درحالی‌که آزمون F_{IDV} معنی‌دار نیست. حالت-۱ منحط زمانی رخ می‌دهد که آزمون‌های F کلی و F_{IDV} معنی‌دار باشند، اما آزمون t_{DV} معنی‌دار نباشد. در این دو حالت، هیچ رابطه بلندمدتی وجود ندارد.

سم و همکاران (۱۹۹۶)، مقادیر حیاتی را با روش نمونه‌گیری مجدد بوت استراپ برای آزمون F_{IDV} استخراج کردند. به‌علاوه، این محققان مقایسه آزمون F کلی و آزمون t_{DV} را به‌ترتیب، با مقادیر اساسی به‌دست‌آمده توسط نارایان (۲۰۰۵) و پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد دادند. در این طریق، رویکرد AARDL توسعه یافت. در این مطالعه، همان‌طور که سم و همکاران (۲۰۱۹) پیشنهاد کردند، از رویکرد AARDL برای به دست آوردن مقادیر اساسی از سه منبع مختلف استفاده شد.

نازلی اوغلو و همکاران[1] (۲۰۱۶)، یک آزمون علیت جدید را پیشنهاد کردند که از طریق مدل‌سازی شکست‌های ساختاری تدریجی با توابع فوریه[2] پدیدار می‌شود. این آزمون، یک شاخه از آزمون تودا-یاماموتو (TY)

1. Nazlioglu *et al.*
2. Fourier functions

با عبارت‌های مثلثاتی است. اندرس و جونز[1] (۲۰۱۶)، با استفاده از شبیه‌سازی‌های مونت کارلو، نشان دادند که نادیده گرفتن شکست‌های ساختاری، به مسائل مربوط به نادرستی توصیف در مدل VAR منجر می‌شود؛ بنابراین، انحرافات به سمت رد نادرست فرضیه صفر واقعی رخ می‌دهند (گورموس و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

برای رفع این مسأله، نازی اغلو و همکاران (۲۰۱۶)، توابع فوریر را به تحلیل علیت مبتنی بر TY اضافه کردند تا شکست‌های ساختاری تدریجی را کنترل کنند. در این چهارچوب، با تسهیل این فرضیه که اصطلاح عرض از مبدأ[3] (α) درگذر زمان تغییر می‌کنند، می‌توان مدل VAR(p+d) را به‌صورت معادله (۷) بازنویسی کرد،

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d} y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

اصطلاح عرض از مبدأ $\alpha(t)$، تغییرات ساختاری احتمالی در y_t را نشان می‌دهد و به زمان وابسته است، β نماد ضرایب است و ε_t ضرایب خطای نویز سفید[4]را نشان می‌دهد. به‌منظور کنترل تغییرات ساختاری به‌عنوان یک فرایند تدریجی (تاریخ، تعداد و شکل مجهول)، می‌توان رویکرد TY فوریه[5]با فراوانی منفرد را به‌صورت معادله (۸) مدل‌سازی کرد:

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d_{max}} y_{t-(p+d_{max})} + \vartheta_1 \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \vartheta_2 \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (۸)$$

جایی‌که k به فراوانی (فرکانس) اشاره دارد، t نماد روند زمانی است، T تعداد مشاهدات را نشان می‌دهد و ϑ_1 و ϑ_2 دامنه و جابه‌جایی فراوانی را اندازه‌گیری می‌کنند. در اینجا، فرضیه صفر موردنظر، عدم علیت بین متغیرها است ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_P = 0$) (گورموس و همکاران، ۲۰۱۸). برای آزمون تودا-یاماماتو فوریه[6]، فرکانس بهینه (k) و طول وقفه (p) را با معیار اطلاعات آکاییک تعیین کردیم.

نتایج

نتایج ریشه واحد

برای اعمال هر دو روش ARDL سنتی و AARDL، سری مورد بررسی نباید I(۲) باشد. از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای بررسی ویژگی‌های ریشه واحد سری اقتصاد کلان به‌طور گسترده استفاده می‌شود. با این حال، اگر شکست ساختاری در سری وجود داشته باشد، آزمون ADF دارای قدرت و اندازه کم تحریف (بزرگ‌نمایی) است. برای غلبه بر این مشکل، زیوت-اندریوز (۱۹۹۲)، آزمون ریشه واحد ZA را ایجاد کردند که به یک شکست ساختاری درونزا اجازه می دهد. علاوه بر این، منگ و همکاران (۲۰۱۷)،

1. Ender & Jones
2. Gormus *et al.*
3. intercept terms
4. White-noise

۵. نازلی اغلو و همکاران (۲۰۱۸)، بیان داشتند که یک تعداد فراوانی بزرگ می‌تواند با یک تغییر پارامتری تصادفی مرتبط باشد. این امر، درجات آزادی را کاهش می‌دهد و به مسأله بیش برازش منجر می‌گردد. به دلیل این وضعیت، از فراوانی منفرد در این مطالعه استفاده شد.

6. Fourier TY

آزمون حداقل مربعات افزودنی LM (RALS-LM) با شکسته ساختاری در روند را ارائه دادند، که دارای خواص اندازه و قدرت بهتر از آزمون ZA است. آزمون RALS-LM می‌تواند نتایج مؤثرتری نسبت به آزمون ریشه واحد ADF و ZA ارائه دهد؛ زیرا از اطلاعات موجود در وقفه‌های بالاتر در باقیمانده استفاده می‌کند.

در این مطالعه، از سه آزمون مانایی استفاده کردیم و نتایج را در جداول ۱، ۲ و ۳ گزارش کردیم. در میان این مجموعه‌ها، REC فقط در نتایج آزمون ZA مانا است. یافته‌های آزمون ریشه واحد ZA همچنین نشان می‌دهد که CO_2، EF، HC، KOF و TO در تفاضل مرتبه اول، مانا هستند. طبق نتایج آزمون ریشه واحد ADF، همه سری‌ها با یک‌بار تفاضل، حاوی ریشه واحد نیستند. نتایج آزمون ریشه واحد RALS-LM، نشان می‌دهد که چهار متغیر از هفت متغیر، در سطح مانا نیستند. در نتیجه، با توجه به آزمون RALS-LM، نتیجه گرفتیم که REC، HC و TO در سطح مانا می‌باشند، در حالی که CO_2، EF، RY و KOF در اولین تفاضل، مانا هستند. علاوه بر این، تاریخ‌های شکست برای سال ۱۳۷۸ درباره EF و مقطع ۱۳۸۷ برای انتشار CO_2 تعیین شده است. این تاریخ‌ها به‌ترتیب، نشان‌دهنده وقوع بحران ارزی ۱۳۷۸ و بحران جهانی ۲۰۰۸ (۱۳۸۷) است. پس از تعیین تاریخ شکست و ترتیب انباشتگی مجموعه به عنوان "۱"، از روش AARDL برای بررسی فرضیه EKC برای ایران استفاده کردیم.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی دیکی-فولر

	در سطح	یک‌بار تفاضل‌گیری
متغیر	آماره	آماره
انتشار دی اکسید کربن	-۰,۰۳۱۵۶۴	-۷,۵۰۴۲۷۳
ردپای اکولوژیکی	-۲,۳۴۳۰۴۶	-۵,۹۵۶۱۴۸
سرمایه انسانی	۱,۰۶۹۹۱۰	-۴,۰۳۷۴۳۹
جهانی سازی	۰,۳۸۰۶۵۸	-۴,۷۸۲۲۱۳
مصرف انرژی تجدیدپذیر	-۲,۳۷۱۰۹۳	-۶,۳۹۹۷۵۳
تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	-۱,۶۵۲۶۰۳	-۴,۱۶۲۴۶۱
بازبودن تجارت	-۲,۷۰۷۵۷۰	-۷,۲۹۸۱۳۹

مانایی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد: -۳,۶۱۵۵۸۸، -۲,۹۴۱۱۴۵ و -۲,۶۰۹۰۶۶.

منبع:محاسبات تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون زیوت-اندریوز

	در سطح		یک‌بار تفاضل‌گیری	
متغیر	آماره	سال شکست	آماره	سال شکست
انتشار دی اکسید کربن	-۳,۰۹۹	۱۳۷۸	-۷,۳۱۲	۱۳۷۹
ردپای اکولوژیکی	-۳,۱۹۶	۱۳۸۲	-۱۰,۷۰۶	۱۳۶۸
سرمایه انسانی	-۳,۲۷۴	۱۳۶۶	-۸,۰۸۶	۱۳۸۰
جهانی سازی	-۳,۷۹۹	۱۳۸۱	-۵,۶۰۱	۱۳۸۲
مصرف انرژی تجدیدپذیر	-۸,۲۵۸	۱۳۸۴		
تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	-۴,۴۰۰	۱۳۶۶	-۷,۲۵۸	۱۳۶۹
بازبودن تجارت	-۴,۴۲۴	۱۳۶۶	-۶,۹۲۸	۱۳۶۶

سطح مانایی در ۱، ۵ و ۱۰ درصد: -۵,۵۷، -۵,۰۸ و -۴,۸۲.

منبع:محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون RALS-LM با یک شکست ساختاری

متغیر	آماره	سال شکست	$\widehat{\rho}$	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
انتشار دی اکسید کربن	-۰,۸۰۴	۱۳۷۸	۰,۶۱۵	-۳,۹۱۴	-۳,۳۴۳	-۳,۰۴۴
یک‌بار تفاضل‌گیری (انتشار دی اکسید کربن)	-۵,۱۵۲***	۱۳۷۹	۰,۶۳۲	-۳,۹۳۵	-۳,۳۷۲	-۳,۰۸۰
ردپای اکولوژیکی	-۲,۰۹۹	۱۳۸۶	۰,۸۸۱	-۴,۱۵۵	-۳,۶۱۸	-۳,۳۴۶
یک‌بار تفاضل‌گیری (ردپای اکولوژیکی)	-۷,۵۰۵***	۱۳۸۱	۰,۸۹۴	-۴,۱۸۴	-۳,۶۵۳	-۳,۳۸۴
سرمایه انسانی	-۴,۵۴۴***	۱۳۸۹	۰,۲۴۵	-۳,۵۳۷	-۲,۹۳۴	-۲,۶۰۰
جهانی سازی	-۱,۴۹۹	۱۳۸۰	۰,۸۶۹	-۴,۰۹۲	-۳,۵۳۱	-۳,۲۴۹
یک‌بارتفاضل گیری (جهانی سازی)	-۴,۵۴۲***	۱۳۷۱	۰,۸۹۲	-۴,۰۳۴	-۳,۴۷۶	-۳,۱۹۵
مصرف انرژی تجدیدپذیر	-۶,۱۶۲***	۱۳۸۳	۰,۲۶۸	-۳,۸۱۴	-۳,۲۳۱	-۲,۹۲۶
تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	-۲,۳۱۲	۱۳۶۹	۰,۴۷۷	-۳,۸۵۳	-۳,۲۷۵	-۲,۹۷۲

منبع:محاسبات تحقیق

نتایج AARDL

همان‌طور که از شکل ۱ (پیوست) مشاهده می‌شود، ابتدا باید مدل بهینه ARDL در این مرحله تعیین گردد. سپس، روش آزمون باند انجام می‌شود. اگر رابطه هم‌انباشتگی به‌دست آید، باید آزمون‌های تشخیصی برای اطمینان از اعتبار نتایج انجام گردد. اگر هر دو این مراحل را پشت سر بگذارند، دو تست دیگر، t_{DV} و F_{IDV} ، قابل انجام است. در این مطالعه، حداکثر طول تأخیر برای مدل ARDL به ۲ تنظیم شده است. با توجه به تاریخ شکست ساختاری متغیرهای وابسته در آزمایشات ریشه واحد، بحران ارزی و بحران مالی ۲۰۰۸ را به عنوان متغیرهای ساختگی در AARDL در نظر گرفتیم.

نتایج AARDL در جدول ۴ گزارش شده است. از آنجا که آمار $F_{overall}$ (۵,۳۹۹۰۲) محاسبه شده در مدل EF بالاتر از مقادیر بحرانی بالای حدها است، فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود. در مدل AARDL، تمام آزمون‌های تشخیصی تأیید می‌گردند[۱].

در مرحله بعدی، بررسی کردیم که آیا متغیر وابسته عقب مانده و متغیرهای مستقل عقب مانده، قابل توجه هستند. از جدول ۴ مشاهده می‌شود که فرضیه صفر در سطح معنی داری ۵ درصد برای متغیر وابسته عقب مانده (t_{DV}:-۴,۷۹۷۴۲) و در سطح معنی داری ۱ درصد برای متغیرهای مستقل عقب مانده رد می‌شود (F_{IDV}:۸,۳۸۱۳۹). بنابراین، تأیید شده است که یک رابطه دقیق انباشتگی بین ECG، سرمایه انسانی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، جهانی سازی، باز بودن تجارت و EF برای ایران وجود دارد.

در مورد مدل انتشار CO_2، هر سه آماره آزمون مورد استفاده در روش AARDL بیشتر از مقادیر بحرانی است ($F_{overall}$:۱۰,۳۱۱۹۶؛ t_{DV}:-۶,۱۹۵۲۷۲؛ F_{IDV}:۷,۰۱۵۲۴). به همین دلیل، یک رابطه انباشتگی بین انتشار CO_2 و متغیرهای مستقل مانند مدل EF وجود دارد. در مدل AARDL برای CO_2 نیز همه آزمایش‌های تشخیصی مورد تأیید قرار گرفتند.

۱. نتایج CUSUM و CUSUMQ را می‌توان در شکل ۲ در پیوست یافت.

جدول۴. نتایج هم انباشتگی AARDL

متغیر وابسته| متغیرهای مستقل	متغیر دامی	وقفه بهینه	آماره	نتیجه
LEF|LRY, LRY^2, LHC,LREC,LKOF, LTO	۱۳۷۸	(1, 2, 0, 0, 0, 0, 0, 2)	$F_{overall}$:۵,۳۹۹۰۲ t_{DV}: -۴,۷۹۷۴۲ F_{IDV}:۸,۳۸۱۳۹	تأیید هم انباشتگی
LCO2|LRY,LRY^2, LHC,LREC,LKOF, LTO	۱۳۸۷	(2, 1, 1, 2, 0, 0, 2, 0)	$F_{overall}$:۱۰,۳۱۱۹۶ t_{DV}: -۶,۱۹۵۲۷۲ F_{IDV}:۷,۰۱۵۲۴	تأیید هم انباشتگی

Table CV's	۱ درصد		۵ درصد		۱۰ درصد		K=7
آزمون	lower	Upper	lower	upper	lower	upper	منبع
آماره F کلی	۲,۷۳	۳,۹	۲,۱۷	۳,۲۱	۱,۹۲	۲,۸۹	Narayan (2005)
آماره t متغیر وابسته	-۳,۴۳	-۴,۹۹	-۲,۸۶	-۴,۳۸	-۲,۵۷	-۴,۰۴	Pesaran *et al.* (2001)
آماره F متغیرهای مستقل	۳,۵۸	۵,۸۲	۲,۴۷	۴,۲۲	۲,۰۰	۳,۵۲	Sam et al. (2019)

منبع:محاسبات تحقیق

به طور خلاصه، رابطه هم انباشتگی برای هر دو شاخص آلودگی وجود دارد. بنابراین، در مرحله بعدی، ما اعتبار فرضیه EKC را برای انتشار CO_2 و EF بررسی می‌کنیم.

نتایج برآورد بلند مدت و کوتاه مدت

پس از تعیین رابطه هم انباشتگی بین متغیرها با روش AARDL، نتایج کوتاه مدت و بلند مدت برآورد می شود، و قبل از بررسی ضرایب، به مقایسه کارآیی دو مدل می‌پردازیم. میزان R^2 در مدل‌های مورد نظر در هر دو مدل، از قدرت توضیح دهندگی بالایی برخوردارند، اما در مورد میزان تعدیل در مدل CO_2 نسبت به مدل EF، دارای میزان تعدیل بیشتری می‌باشد؛ یعنی عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت در مدل CO_2 نسبت به EF دارای سرعت تعدیل بیشتری است.

در ادامه به بررسی ضرایب متغیرهای استفاده شده در مدل‌های مورد نظر می‌پردازیم؛ همان‌طور که در جدول ۵ دیده می‌شود، دریافتیم که تأثیر RY (مربع RY) بر تخریب محیط‌زیست منفی است (مثبت) و از نظر آماری در هر دو مدل، معنی دار است. بنابراین، توجه داریم که بین تولید ناخالص داخلی و شاخص‌های آلودگی در ایران، رابطه U شکل وجود دارد و فرضیه EKC معتبر نیست. این نتیجه با یافته‌های حری و همکاران (۱۳۹۲) و نجاتی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد؛ اما با نتایج مطالعه مهرابی و همکاران (۱۳۸۹)، آل‌عمران و همکاران (۱۳۹۱)، ترابی و همکاران (۱۳۹۴) و ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۸) که اعتبار فرضیه EKC را برای ایران تأیید کردند، متفاوت است.

جدول ۵. نتایج مدل بلندمدت و کوتاه مدت

متغیر وابسته: انتشار دی اکسید کربن				متغیر وابسته: ردپای اکولوژیک			
ضرایب بلندمدت				ضرایب بلندمدت			
متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	احتمال	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	احتمال
HC	-۱,۰۴۲	۰,۷۷۰	۰,۰۰۰	HC	-۱,۵۴۱	۰,۸۹۵	۰,۰۰۱
KOF	۰,۲۵۹	۰,۱۸۵	۰,۰۸۴	KOF	۰,۳۳۰	۰,۴۰۷	۰,۴۲۵
REC	-۰,۰۱۲	۰,۰۳۲	۰,۶۹۳	REC	-۰,۳۸۷	۰,۱۶۱	۰,۰۲۵
RY	-۷,۵۱۳	۷,۵۰۴	۰,۰۰۱	RY	-۹,۹۷۵	۲۰,۹۷۴	۰,۰۰۱
RY^2	۰,۴۱۳	۰,۳۴۰	۰,۰۶۷	RY^2	۰,۵۵۳	۰,۹۴۱	۰,۰۲۵
TO	۰,۱۳۴	۰,۰۵۰	۰,۰۱۳	TO	۰,۷۴۸	۰,۳۳۵	۰,۰۳۶
D_1387	۰,۵۰۳	۰,۱۱۵	۰,۰۰۰	D_1378	۰,۳۰۲	۰,۱۵۷	۰,۰۶۸
C	۴۹,۶۵۶	۴۱,۳۷۷	۰,۰۸۶	C	۱۲۲,۸۹۱	۱۱۶,۴۵۳	۰,۳۰۳
RY*	۷۹۵۰۱۲۴۹,۲۲ ریال			۶۸۲۰۱۳۳۴,۰۵ ریال			
ضرایب کوتاه مدت				ضرایب کوتاه مدت			
ΔLHC	-۰,۶۱۰	۰,۵۲۷	۰,۴۴۵	ΔHC	۱,۶۲۷	۰,۸۴۱	۰,۰۶۸
ΔLHC_{t-1}	۲,۵۶۱	۱,۹۲۹	۰,۰۶۹	ΔHC_{t-1}	-۱,۲۰۹	۰,۷۵۰	۰,۰۷۵
ΔLHC_{t-2}	-۱,۱۲۳	۰,۸۵۶	۰,۰۰۳	ΔKOF	-۰,۳۶۷	۰,۱۷۶	۰,۰۵۰
ΔLKOF	۰,۲۰۵	۰,۱۵۲	۰,۰۹۹	ΔKOF_{t-1}	۰,۲۷۷	۰,۱۴۸	۰,۰۷۴
ΔLREC	-۰,۰۱۰	۰,۰۲۵	۰,۶۸۹	ΔREC	-۰,۰۳۱	۰,۰۲۰	۰,۱۴۶
ΔLRY	-۷,۲۹۱	۵,۶۶۷	۰,۰۰۰۳	ΔREC_{t-1}	-۰,۰۱۲	۰,۰۲۴	۰,۶۱۹
ΔLRY^2	۰,۳۳۳	۰,۲۵۷	۰,۰۰۰۰	ΔREC_{t-2}	-۰,۰۶۱	۰,۰۲۵	۰,۰۲۶
ΔLTO	۰,۱۰۶	۰,۰۳۳	۰,۰۰۳	ΔRY	-۵,۹۵۱	۵,۴۱۳	۰,۰۶۳
ΔD_1387	۰,۱۹۵	۰,۰۳۸	۰,۰۰۰۰	ΔRY^2	۰,۲۶۱	۰,۲۴۴	۰,۰۰۱
ΔD_1387_{t-1}	۰,۰۶۸	۰,۰۵۰	۰,۱۸۷	ΔTO	۰,۰۴۵	۰,۰۴۲	۰,۳۰۰
ΔD_1387_{t-2}	۰,۱۳۵	۰,۰۴۶	۰,۰۰۷۴	ΔTo_{t-1}	۰,۰۴۶	۰,۰۵۲	۰,۳۹۲
ECT_{t-1}	-۰,۷۹۳	۰,۰۹۸	۰,۰۰۰۰	ΔTO_{t-1}	۰,۱۱۱	۰,۰۴۰	۰,۰۱۱
				ΔD_1378	۰,۰۸۲	۰,۰۴۱	۰,۰۶۲۳
				ECT_{t-1}	-۰,۴۷۱	۰,۰۲۳	۰,۰۰۰۰

منبع:محاسبات تحقیق

جدول۶. آزمون‌های تشخیص

مدل	مدل LCO_2		مدل LEF	
	آماره F	احتمال	آماره F	احتمال
ناهمسانی واریانس	۱,۲۸۸۳۴۴	۰,۲۸۷۱	۱,۶۰۲۷۹۷	۰,۱۵۶۷
نرمالیتی	۲/۳۴۶۷	۰/۳۰۹۳	۰/۶۴۸۳	۰/۷۲۳۱
خودهمبستگی سریالی	۱,۳۲۸۱۱۶	۰,۲۸۵۴	۲,۱۰۹۹۹۱	۰,۱۶۱۸
فرم تبعی	۰,۱۴۴۸۵۴	۰,۷۰۷۰	۱,۵۸۳۵۳۰	۰,۲۲۲۷
CUSUM	پایدار		پایدار	
CUSUMSQ	پایدار		پایدار	
R^2	۰,۹۹۳۵۶۲		۰,۹۹۶۷۶۳	
دوربین واتسون	۲,۰۸۹۵۱۸		۲,۴۵۰۱۴۵	

منبع:محاسبات تحقیق

یک یافته مهم در این مطالعه، آن است که افزایش ۱ درصدی تولید ناخالص داخلی سرانه، میزان EF (انتشار CO_2) را تقریباً ۹,۱۸ درصد (۲۱,۹۳ درصد) کاهش می‌دهد. بنابراین، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، به کاهش آلودگی محیط‌زیست تا حد آستانه پایین کمک می‌کند. با این حال، پس از این نقطه عطف، تولید ناخالص داخلی سرانه، تأثیر فزاینده‌ای بر فشار محیطی انسان دارد.

به همین دلیل، برخلاف فرضیه EKC، تولید ناخالص داخلی، راه حلی برای مشکلات زیست محیطی نیست. از نظر سایر متغیرهای توضیحی، افزایش ۱ درصد در فضای باز تجاری، انتشار CO_2 را ۰,۱۳۴ درصد و EF را ۰,۷۴ درصد افزایش می دهد که مطابق با مطالعه بهرامی و همکاران (۱۳۹۸) می‌باشد.

گروسمن و گروکر (۱۹۹۱) در مطالعه‌ای، آثار آزاد سازی تجاری روی وضعیت محیط زیست را به سه اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر فناوری تفکیک کردند. در این مطالعه، اثر مقیاس، بیانگر تغییر در اندازهٔ فعالیت‌های اقتصادی، اثر ترکیب، بیانگر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فناوری، بیانگر تغییر در فناوری تولید، بخصوص تغییر به سمت فناوری پاک است. بنابراین، به دنبال آزادسازی تجاری، اثر مقیاس، به افزایش تخریب محیط زیست و اثر فناوری، به کاهش تخریب محیط زیست تمایل دارند. تأثیر اثر ترکیب نیز به نوع مزیت نسبی بستگی دارد؛ که در ایران، اثر مقیاس، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

به همین ترتیب، جهانی سازی، آلودگی محیط‌زیست را تحریک می‌کند؛ زیرا یک درصد افزایش در جهانی شدن، به افزایش ۰,۳۳ درصد (۰,۲۵ درصد) EF (انتشار CO_2) منجر می‌شود. مطالعات مرتبط با یافته‌های مشابه شامل شهباز و همکاران (۲۰۱۸) برای ژاپن، ژو و همکاران[1] (۲۰۱۸) برای عربستان سعودی و خان و اوللّه (۲۰۱۹) برای پاکستان است. با این حال، نتایج این مطالعه، با یافته‌های شهباز و همکاران (b ۲۰۱۷) همخوانی ندارد، که ادعا نموده‌اند، جهانی سازی آلودگی در چین را کاهش می‌دهد.

1. Xu *et al.*

جهانی شدن، مستقیماً به تجارت و فعالیت‌های تولیدی خارجی کمک می‌کند و همچنین تقاضای انرژی را تحریک می‌نماید. در روند جهانی سازی، کشورهای در حال توسعه که نگرانی‌های زیست محیطی ندارند، از منابع آلاینده بیشتری برای حمایت از تولید ناخالص داخلی استفاده می‌کنند.

سهم سوخت فسیلی در کل مصرف انرژی در ایران دائماً در حال افزایش است. ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه، با جهانی شدن، انرژی سوخت فسیلی بیشتری مصرف می‌کند و درنتیجه، باعث فشار انسان بر محیط‌زیست می‌شود.

علاوه بر این، جالب توجه است که REC، تأثیر قابل توجهی بر میزان انتشار EF و CO_2 ندارد. این یافته مطابق با مطالعات مسعودی و همکاران (۱۳۹۸)، لین و مبارک[1] (۲۰۱۴)، المولالی و همکاران (۲۰۱۵) و پاتا[2] (۲۰۱۸) است که اظهار داشتند، انرژی تجدیدپذیر هنوز به‌طور مؤثر برای کاهش انتشار CO_2 در چین، ویتنام و ترکیه به‌ترتیب، مؤثر نمی‌باشد. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در مقایسه با استفاده از سوخت‌های فسیلی در ایران بسیار کم است و در سطح لازم برای کاهش تخریب محیط‌زیست نیست. در ایران، نیروگاه برق آبی، سهم مناسبی در ترکیب انرژی‌های تجدیدپذیر دارد؛ با این حال، پاتا و آیدین[3] (۲۰۲۰)، ادعا می‌کنند که این نوع انرژی، باعث کاهش EF نمی‌شود. به همین دلیل، ایران می‌تواند با افزایش سهم سایر انرژی‌های تجدیدپذیر مانند انرژی بادی و خورشیدی، در مقابله با آلودگی محیط‌زیست، گامی به جلو بردارد.

طبق تحلیل یافته‌های این مطالعه، سرمایه انسانی تنها عاملی است که باعث کاهش آلودگی محیط‌زیست در ایران می‌شود. رابطه بین سرمایه انسانی و تخریب محیط‌زیست، منفی و معنادار است. به بیان واضح‌تر، افزایش ۱ درصدی سرمایه انسانی در طولانی مدت، میزان EF (انتشار CO_2) را ۱,۵۴ درصد (۱,۰۴۲ درصد) کاهش می‌دهد. برخلاف یافته‌های سارکودی و همکاران (۲۰۱۹)، که استدلال کرده‌اند، سرمایه انسانی، انتشار CO_2 را تحریک می‌کند و تأثیری بر EF ندارد، یافته‌های این مطالعه، با نتایج مطالعات سلمانپور (۱۳۹۵) و جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۷)، مطابقت دارد.

به گفته یانگ و همکاران[4] (۲۰۱۷)، کشش جایگزینی بین سوخت‌های فسیلی و سرمایه انسانی بسیار زیاد است. بنابراین، با افزایش سرمایه انسانی، می‌توان مصرف سوخت فسیلی و تأثیرات منفی آن را کاهش داد. با این وجود، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه انسانی، هیچ تأثیری در تخریب محیط‌زیست در کوتاه مدت ندارد. اثرات بلند مدت و کوتاه مدت سایر متغیرهای موجود در تجزیه و تحلیل، یکسان است.

از یک طرف، ضریب متغیر ساختگی بحران ارزی ۱۳۷۸ در کوتاه مدت و بلند مدت، مثبت و معنادار است. با این حال، بحران ارزی، تأثیر عمده‌ای بر اقتصاد ایران داشته است. در سال‌های دهه ۷۰ که درآمد نفتی در سطح بالایی نبود و ذخایر ارزی نیز وضعیت مناسبی نداشت، قدرت مانور دولت و بانک مرکزی برای کنترل نرخ ارز، بسیار پایین بوده است و بخصوص در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ که درآمدهای ارزی به شدت کاهش پیدا کرد، نرخ ارز افزایش قابل توجهی یافت.

1. Lin & Moubarak
2. Pata
3. Pata & Aydin
4. Yang *et al.*

یافته مهم دیگر، این است که متغیر دامی ۲۰۰۸ (۱۳۸۷) مثبت و در کوتاه مدت، قابل توجه است. براساس آمارهای منتشر شده از سوی گمرک، در سال ۱۳۸۷ حدود ۳۲۹۱۴ هزار تن کالا به خارج از کشور صادر شده که نسبت به عملکرد سال قبل، ۱۸,۵ درصد افزایش در وزن نشان می‌دهد. از نظر ارزش، گروه کالاهای صنعتی، بیشترین ارزش صادرات گمرکی را به خود اختصاص داده‌اند. بخش عمده اقلام تشکیل دهنده گروه کالاهای صنعتی صادراتی، مشتقات نفتی بوده‌اند.

سرانجام، اصطلاح تصحیح خطا (ECT)، سرعت فرایند تنظیم را برای بازگرداندن انحراف از تعادل بلند مدت نشان می‌دهد. در این مطالعه، مقادیر ECT برای انتشار CO_2، ۰,۷۹- و EF، ۰,۴۱- به‌دست آمده، و بیانگر آن است که همگرایی به تعادل برای انتشار CO_2، تقریباً ۱,۵ سال و برای EF، ۲,۵ سال بعد اتفاق می‌افتد. در مورد سیاست یا شوک‌های طبیعی به انتشار EF و CO_2، انحراف از تعادل بلند مدت می تواند در مدت زمان نسبتا کوتاهی اصلاح شود. طبق نتایج تجزیه و تحلیل، بحران ارزی تأثیر مثبت و معناداری بر آلودگی محیط‌زیست دارد.

سرانجام، ما روابط علیت بین متغیرها را با استفاده از آزمون علیت Fourier TY تحلیل کردیم و نتایج در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول ۷. نتایج علیت

علیت	آماره-W	احتمال بوت استرپ	میزان وقفه	فرکانس
انتشار CO_2				
$LGDP \nrightarrow LCO_2$	۰,۲۴۵	۰,۶۱۵	۱	۱
$LHC \nrightarrow LCO_2$	۱,۷۳۰	۰,۱۶۱	۱	۱
$LREC \nrightarrow LCO_2$	۰,۲۱۳	۰,۶۶۷	۱	۱
$LKOF \nrightarrow LCO_2$	۰,۲۴۵	۰,۶۰۴	۱	۱
$LTO \nrightarrow LCO_2$	۱,۷۳۰	۰,۱۹۵	۱	۱
$LCO_2 \nrightarrow LGDP$	۰,۲۲۹	۰,۶۴۸	۱	۱
$LCO_2 \nrightarrow LHC$	۲,۸۸۷	۰,۰۹۲	۱	۱
$LCO_2 \nrightarrow LREC$	۱۵,۲۵۱	۰,۰۰۰	۱	۱
$LCO_2 \nrightarrow LKOF$	۰,۴۲۶	۰,۵۱۳	۱	۱
$LCO_2 \nrightarrow LTO$	۰,۱۵۸	۰,۷۰۰	۱	۱
ردپای بوم شناختی				
$LGDP \nrightarrow LEF$	۰,۲۴۵	۰,۶۱۴	۱	۱
$LHC \nrightarrow LEF$	۴,۵۰۵	۰,۰۳۶	۱	۱
$LREC \nrightarrow LEF$	۰,۲۱۳	۰,۶۳۶	۱	۱
$LKOF \nrightarrow LEF$	۰,۲۴۵	۰,۵۹۷	۱	۱
$LTO \nrightarrow LEF$	۱,۷۳۰	۰,۱۸۸	۱	۱
$LEF \nrightarrow LGDP$	۰,۴۲۶	۰,۵۱۸	۱	۱
$LEF \nrightarrow LHC$	۰,۱۵۸	۰,۶۹۳	۱	۱
$LEF \nrightarrow LREC$	۲,۴۴۵	۰,۱۳۶	۱	۱
$LEF \nrightarrow LKOF$	۰,۴۲۶	۰,۵۰۹	۱	۱
$LEF \nrightarrow LTO$	۰,۱۵۸	۰,۶۹۶	۱	۱

منبع:محاسبات تحقیق

طبق یافته‌ها، یک رابطه علیت بین سرمایه انسانی و EF یافت می‌شود، که بیانگر آن است که از سرمایه انسانی می‌توان برای حل مشکلات زیست محیطی استفاده کرد. علاوه بر این، علیت یک طرفه از انتشار CO_2 به REC بدون هیچگونه بازخوردی در حال اجرا است، بدان معنی که با افزایش آلودگی محیط‌زیست، تغییر در جهت استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران وجود دارد، اما REC برای کاهش فشار محیطی به‌طور مؤثر استفاده نمی‌شود. علیت یک طرفه از انتشار CO_2 به سرمایه انسانی همچنین از برآوردهای بلند مدت پشتیبانی می‌کند.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

این مقاله، فرضیه EKC را برای ایران با دو مدل مختلف بررسی کرده است که در آن، از انتشار CO_2 و داده‌های EF به عنوان شاخص تخریب محیط استفاده می‌شود. برای این منظور، اثرات تولید ناخالص داخلی، سرمایه انسانی، REC، جهانی سازی و باز بودن تجارت بر تخریب محیط‌زیست با استفاده از رویکرد جدید AARDL، با در نظر گرفتن شکست ساختاری، بررسی شده است.

یافته‌های اصلی مقاله به شرح زیر است:

الف) یک رابطه هم‌انباشتگی برای هر دو مدل انتشار EF و CO_2 به‌دست آمده است.

ب) طبق هر دو مدل، بین شاخص‌های آلودگی و رشد اقتصادی، رابطه U شکل وجود دارد که نشان می‌دهد، فرضیه EKC برای ایران صدق نمی‌کند. از آنجا که سطح درآمد سرانه در ایران بالاتر از نقطه عطف است، افزایش درآمد، فشار انسان‌ها را بر محیط بیشتر می‌کند.

ج) باز بودن تجارت، باعث افزایش انتشار CO_2 و EF می‌شود.

د) نتایج رویکرد AARDL همچنین نشان می‌دهد که جهانی شدن، تأثیر فزاینده‌ای بر مصرف منابع طبیعی و آلودگی کربن دارد.

هـ) REC تأثیری در تخریب محیط‌زیست ندارد، در حالی که سرمایه انسانی، انتشار EF و CO_2 را کاهش می‌دهد.

و) در کوتاه مدت، سرمایه انسانی هیچ تأثیری بر آلودگی محیط‌زیست ندارد، در حالی که بحران جهانی ۲۰۰۸، EF را کاهش می‌دهد. یافته‌های دیگر همان یافته‌های بلند مدت بوده، و همچنین توسط برآوردگرهای FMOLS، DOLS و آزمون علیت Fourier TY تأیید شده است. نتایج اصلی آزمون علیت، علیت یک طرفه از سرمایه انسانی به EF را نشان می‌دهد. علیت یک طرفه، از انتشار CO_2 به REC و سرمایه انسانی وجود دارد.

نتایج به‌دست آمده از این مطالعه، شامل نشانه‌ها و پیام‌های مهمی برای سیاستگذاران است. اول، به دلیل اینکه سرمایه انسانی، آلودگی محیط‌زیست را کاهش می‌دهد، دولت ایران باید سرمایه‌گذاری بیشتری در سرمایه انسانی انجام دهد و سهم هزینه‌های آموزش و پرورش در تولید ناخالص داخلی را افزایش دهد. برای داشتن یک محیط بهتر، ایران باید، بودجه آموزش اضافی را برای افراد فقیر فراهم کند و کیفیت آموزش عالی را بهبود بخشد، زیرا افراد تحصیل‌کرده و آگاه، در تولید و مصرف، تصمیمات بهتری می‌گیرند.

علاوه بر این، آگاهی از محیط‌زیست، می‌تواند از طریق برنامه‌های آموزشی متمرکز بر صرفه جویی در انرژی، بازیافت، صرفه جویی در مصرف آب و انرژی‌های تجدیدپذیر حاصل شود. به منظور کاهش فشارهای انسانی بر محیط‌زیست، دولت ایران باید به حمایت از برنامه‌های آموزشی در دانشگاه‌ها و مؤسساتی که باعث افزایش آگاهی زیست‌محیطی شهروندان می‌شوند، ادامه دهد.

در فرایند جهانی سازی، شرکت‌های خارجی می‌توانند با فناوری‌های سنتی در کشور میزبان کار کنند تا هزینه‌های خود را به حداقل برسانند. در این حالت، مصرف منابع طبیعی و تولیدات صنعتی شرکت‌های چند ملیتی، به افزایش تخریب محیط‌زیست منجر می‌شود. به همین ترتیب، حمل و نقل هوایی، زمینی و دریایی در جهان در حال جهانی شدن، EF را در ایران افزایش می‌دهد. علاوه بر این، افزایش تجارت جهانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، افزایش مصرف انرژی تجدید ناپذیر و سطح تولید ایران را به دنبال دارد که به آلودگی آب، هوا و زمین منتهی می‌گردد. به همین دلایل، جهانی شدن و باز بودن تجارت بر کیفیت محیط تأثیر منفی می‌گذارد.

برای جلوگیری از این تأثیر منفی، ایران باید مقررات دقیق زیست‌محیطی را اجرا کند و فناوری‌های سازگار با محیط‌زیست در فرایندهای تولید را تشویق نماید. علاوه بر این، دولت ایران باید واردات محصولات کثیف را محدود، و مشوق‌هایی را برای شرکت‌ها برای انجام صادرات با تکنیک‌های تولید سازگار با محیط‌زیست فراهم کند.

ازنظر انرژی‌های تجدیدپذیر، ایران باید از منابع انرژی تجدیدپذیر، مؤثرتر و با کارآیی بیشتری استفاده نماید. ایران می‌تواند با یک سیستم آموزش کارآمد و اتخاذ سیاست مناسب انرژی‌های تجدیدپذیر و مقررات دقیق جهانی‌سازی، به بهبود کیفیت محیط‌زیست دست یابد.

سرانجام، این مطالعه، فرصت‌های تحقیقاتی جدیدی را فراهم می‌کند. با این حال، اگر مجموعه داده‌های کافی برای مطالعات آینده وجود داشته باشد، توصیه می‌شود، از روش AARDL برای تمرکز بر زیرمجموعه‌های انرژی تجدیدپذیر مانند خورشید و باد استفاده گردد و همچنین بر اجرای قوانین و مقررات مربوط به آلاینده‌های محیط‌زیست در ایران تأکید شود که امکان مقایسه یافته‌ها فراهم باشد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ متقی، سمیرا و فرهادی، احسان. (۱۳۹۸). بررسی تحلیلی ارتباط آلودگی محیط‌زیست و رشد اقتصادی (فرضیه کوزنتس) با تأکید بر نقش آموزش. *فصلنامه علمی آموزش محیط‌زیست و توسعه پایدار*، ۸(۱)، ۱۰۵-۱۱۶.

ابویی مهریزی، عطیه؛ فریدزاد، علی و بالونژاد نوری، روزبه. (۱۳۹۷). سنجش آثار توزیعی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در ایران: مقایسه مدل‌های قیمتی داده-ستانده. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۸(۳۰)، ۱۶۷-۱۸۷.

آزرم، حسن و بخشوده، محمد. (۱۳۹۸). بررسی فرضیه پناهگاه آلودگی در ایران: کاربرد مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده همراه با آزمون شکست ریشه واحد. *مطالعات علوم محیط زیست*، ۴(۲)، ۱۳۱۷-۱۳۲۷.

آل‌عمران، رویا؛ پناهی، حسین و کبیری. زهرا. (۱۳۹۱). بررسی و تعیین رابطه علی بین رشد اقتصادی، انتشارات CO_2، مصرف انرژی و نسبت اشتغال در ایران. *مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی*، ۴۵، ۱-۲۶.

بهرامی، الهام؛ بهبودی، داود؛ سلمانی بیشک، محمدرضا و شکری، مصطفی. (۱۳۹۸). نقش توسعه مالی و آزادسازی تجارت بر انتشار CO_2 در ایران. *فصلنامه سیاست های کلان و راهبردی*، ۷ (۲۵)، ۱۲۴-۱۴۱.

ترابی، تقی؛ خواجویی پور، امین؛ طریقی، سمانه و پاکروان، محمدرضا. (۱۳۹۴). تاثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران. *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی، ۹(۲۹)، ۶۳-۸۴.*

جعفری صمیمی، احمد و غلامی، زینب. (۱۳۹۷). اثر جهانی‌شدن اقتصادی بر عملکرد محیط زیست درکشورهای در حال توسعه. *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست*، مقاله آماده انتشار. doi:10.22034/jest.2018.9960.1851

حری، حمیدرضا؛ جلائی، سید عبدالمجید و جعفری، سعید. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست‌محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC). *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۲(۶)، ۲۷-۴۸.

سلمان پور، علی. (۱۳۹۷). اثر رشد جمعیت، سرمایه انسانی و مصرف فرآورده‌های نفتی بر آلودگی محیط-زیست در ایران. *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست*. ۲۰(۴)، ۲۳۹-۲۵۵.

قائد، ابراهیم؛ دهقانی، علی و فتاحی، محمد. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۹(۳۵)، ۱۳۷-۱۴۸.

مسعودی، نسیم؛ دهمرده، نظر و اسفندیاری، مرضیه. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و نوآوری‌های فنی و رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن. *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۴۰)، ۳۵-۵۴.

مهرابی بشرآبادی، حسین؛ جلایی اسفندآبادی، سیدعبدالمجید؛ باغستانی، علی اکبر و شرافتمند، حبیبه. (۱۳۸۹). تاثیر آزادسازی تجاری بر آلودگی محیط زیست در ایران. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۲(۱)، ۱۱-۱۹.

نجاتی، مهدی؛ باوقار زعیمی، پگاه و جلایی، عبدالمجید. (۱۳۹۸). بررسی اثر رشد تولیدات و مصرف انرژی بر انتشـار دی‌اکسـید کربن با تاکید بر بخش‌های مختلف اقتصـادی ایران. *نشـریه علمی جغرافیا و برنامه ریزی*. ۲۳(۶۹)، ۲۵۹-۲۸۲.

References

Abolhassani, A., Mottaqi, S., & Farhadi, E. (2019). Analytical study of the relationship between environmental pollution and economic growth (Kuznets hypothesis) with emphasis on the role of education. *Journal of Environmental Education and Sustainable Development*, 8 (1), 105-116 (in Persian).

Abui Mehrizi, A., Faridzad, A. & Balonejad, R. (2015). Assessing the distributional effects of rising energy carrier prices in Iran: A comparison of input-output price models. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 8 (30), 167-187 (in Persian).

Al-Imran, R., Panahi, H., & Kabiri, Z. (2012). Investigating and determining the causal relationship between economic growth, CO2 emissions, energy consumption and employment ratio in Iran, *Journal of Geography and Planning*, 45, 1-26(in Persian).

Al-Mulali, U., Saboori, B., & Ozturk, I. (2015). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam. *Energy Policy*, 76, 123-131.

Alvarado, R., Ponce, P., Criollo, A., Córdova, K., & Khan, M. K. (2018). Environmental degradation and real per capita output: New evidence at the global level grouping countries by income levels. *Journal of Cleaner Production*, 189, 13-20.

Apergis, N., & Ozturk, I. (2015). Testing environmental Kuznets curve hypothesis in Asian countries. *Ecological Indicators*, 52, 16-22.

Atasoy, B. S. (2017). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis across the US: Evidence from panel mean group estimators. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 731-747.

Aydin, C., Esen, Ö., & Aydin, R. (2019). Is the ecological footprint related to the Kuznets curve a real process or rationalizing the ecological consequences of the affluence? Evidence from PSTR approach. *Ecological Indicators*, 98, 543-555.

Ayres, R. U., & Nair, I. (2008). Thermodynamics and economics. *Physics Today*, 37, 62-71.

Azram, H., & Bakhshudeh, M. (2019). Investigation of contamination shelter hypothesis in Iran: Application of self-explained model with extensive intervals with Single Root Failure Test. *Environmental Science Studies*, 4(2), 1317-27 (in Persian).

Baek, J., Cho, Y., & Koo, W. W. (2009). The environmental consequences of globalization: A country-specific time-series analysis. *Ecological Economics* 68(8), 2255-2264.

Bahrami, E., Behboodi, D., Salmani Bishk, M. R., & Shokri, M. (2019). The role of financial development and trade liberalization on CO_2 emissions in Iran. *Quarterly Journal of Macro and Strategic Policies*, 7 (25), 124-141 (in Persian).

Berndt, E., & Denison, E. F. (2011). Economic welfare impact from renewable energy consumption: The China Experience. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15, 5120-28.

Brock, W. A., & Taylor, M. S. (2005). Economic growth and the environment: a review of theory and empirics. *Handbook of Economic Growth*, *1*, 1749-1821.

Caglar, A. E. (2020). The importance of renewable energy consumption and FDI inflows in reducing environmental degradation: Bootstrap ARDL bound test in selected 9 countries. *Journal of Cleaner Production*, *264*, 121663.

Cai, Y., Sam, C. Y., & Chang, T. (2018). Nexus between clean energy consumption, economic growth and CO2 emissions. *Journal of Cleaner Production*, *182*, 1001-1011.

Charfeddine, L., & Mrabet, Z. (2017). The impact of economic development and socialpolitical factors on ecological footprint: A panel data analysis for 15 MENA countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76, 138-154.

Costantini, V., & Monni, S. (2008). Environment, human development and economic growth. *Ecological Economics*, 64(4), 867-80.

Da Silva, P. P., Cerqueira, P. A., & Ogbe, W. (2018). Determinants of renewable energy growth in Sub-Saharan Africa: Evidence from Panel ARDL. *Energy*, 156, 45-54.

Danish, H. S. T., Baloch, M. A., Mahmood, N., & Zhang, J. (2019). Linking economic growth and ecological footprint through human capital and biocapacity. *Sustainable Cities and Society*, *47*, 101516.

Danish, H., & Ulucak, R. (2020). Linking biomass energy and CO2 emissions in China using dynamic autoregressive-distributed lag simulations. *Journal of Cleaner Production*, *250*, 119533.

Dean, J. (2002). Does trade liberalization harm the environment? A new test. *Canadian Journal of Economics* 35 (4), 819-842.

Desha, C., Robinson, D., & Sproul, A. (2015). Working in partnership to develop engineering capability in energy efficiency. *Journal of Cleaner Production*, 106, 283-291.

Destek, M. A., & Sarkodie, S. A. (2019). Investigation of environmental Kuznets curve for ecological footprint: The role of energy and financial development. *Science of the Total Environment*, 650, 2483-89.

Destek, M. A., & Sinha, A. (2020). Renewable, non-renewable energy consumption, economic growth, trade openness and ecological footprint: Evidence from organization for economic co-operation and development countries. *Journal of Cleaner Production*, 242, 118537.

Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, 49(4), 431-455.

Ekins, P. (1997). The Kuznets curve for the environment and economic growth: Examining the evidence. *Environment and Planning A*, 29(5), 805-830.

Enders, W., Jones, P. (2016) Grain prices, oil prices, and multiple smooth breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.

Engle, R.F., Granger C.W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251–76.

Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, *105*(10), 3150-3182.

Fodha, M., & Zaghdoud, O. (2010). Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 38(2), 1150-56.

Ghaed, E., Dehghani, A., & Fattahi, M. (2019). Investigating the effect of various renewable energies on Iran's economic growth. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 9 (35), 137-145 (in Persian).

Goh, S. K., Yong, J. Y., Lau, C. C., & Tang, T. C. (2017). Bootstrap ARDL on energy-growth relationship for 22 OECD countries. *Applied Economics Letters*, *24*(20), 1464-1467.

Gormus, A., Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2018). High-yield bond and energy markets. *Energy Economics*, *69*, 101-110.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement (No. w3914). National Bureau of economic research.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377.

Gygli, S., Haelg, F., Potrafke, N., & Sturm, J. E. (2019). The KOF globalisation index–revisited. *The Review of International Organizations*, *14*(3), 543-574.

Halkos, G. E. (2003). Environmental Kuznets curve for sulfur: Evidence using GMM estimation and random coefficient panel data models. *Environment and Development Economics*, 8(4), 581-601.

Hori, H. R., Jalaei, S. A., & Jafari, S. (2013). Investigating the impact of financial development and energy consumption on environmental degradation in iran in the framework of the Kuznets (EKC) environmental curve hypothesis. *Iranian Journal of Energy Economics*, 2 (6), 27-48 (in Perain).

Jafari Samimi, A., & Gholami, Z. (2018). The impact of economic globalization on environmental performance in developing countries. *Quarterly Journal of Environmental Science and Technology,* doi: 10.22034 / jest.2018.9960.1851(in Persian).

Jarke, J., & Perino, G. (2017). Do renewable energy policies reduce carbon emissions? On caps and inter-industry leakage. *Journal of Environmental Economics and Management*, 84, 102-124.

Jaunky, V. C. (2011). The CO_2 emissions-income nexus: Evidence from rich countries. *Energy Policy*, 39(3), 1228-40.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2), 231–54.

Jun, Y., Zhong-kui, Y., & Peng-fei, S. (2011). Income distribution, human capital and environmental quality: empirical study in China. *Energy Procedia*, *5*, 1689-1696.

Kaygusuz, K. (2009). Energy and environmental issues relating to greenhouse gas emissions for sustainable development in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 13(1), 253-270.

Khan, M. K., Teng, J. Z., & Khan, M. I. (2019). Effect of energy consumption and economic growth on carbon dioxide emissions in Pakistan with dynamic ARDL

simulations approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(23), 23480-90.

Khan, S., & Majeed, M. T. (2019). Decomposition and decoupling analysis of carbon emissions from economic growth: A case study of Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 13(4), 868-891.

Khoshnevis Yazdi, S., & Shakouri, F. (2017). The renewable energy, CO_2 emissions, and economic growth: VAR Model. *Journal of Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 23, 34-17.

Kitzes, J., & Wackernagel, M. (2009). Answers to common questions in ecological footprint accounting. *Ecological Indicators*, 4(9), 812-817.

Lau, L. S., Choong, C. K., & Eng, Y. K. (2014). Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: Do foreign direct investment and trade matter?. *Energy Policy*, 68, 490-497.

Leitão, A. (2010). Corruption and the environmental Kuznets curve: Empirical evidence for sulfur. *Ecological Economics*, 69(11), 2191-201.

Lin, B., & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption–economic growth nexus for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *40*, 111-117.

List, J. A., & Gallet, C. A. (1999). The environmental Kuznets curve: Does one size fit all?. *Ecological Economics*, 31(3), 409-423.

Mahmood, N., Wang, Z., & Hassan, S. T. (2019). Renewable energy, economic growth, human capital, and CO 2 emission: an empirical analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*(20), 20619-20630.

Majeed, M. T. (2016). Economic growth, inequality and trade in developing countries. *International Journal of Development Issues*, 15(3), 240-253.

Majeed, M. T., & Luni, T. (2019). Renewable energy, water, and environmental degradation: A global panel data approach. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 13(3), 749-778.

Majeed, M. T., & Mazhar, M. (2019a). Environmental degradation and output volatility: A global perspective. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 13(1), 180-208.

Majeed, M. T., & Mazhar, M. (2019b). Financial development and ecological footprint: A global panel data analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 13(2), 487-514.

Majeed, M. T., & Mumtaz, S. (2017). Happiness and environmental degradation: A global analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 11(3), 753-772.

Martınez-Zarzoso, I., & Bengochea-Morancho, A. (2004). Pooled mean group estimation of an environmental Kuznets curve for CO2. *Economics Letters*, *82*(1), 121-126.

Masoudi, N., Dehmardeh, N., & Esfandiari, M. (2020). Investigating the impact of renewable energy and technical innovations and economic growth on carbon dioxide emissions. *Journal of Economic Growth and Development Research*. 10 (40), 35-54 (in Persian).

McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-21.

Meadows, D. H., Meadows, D. L., Randers, J., & Behrens, W. W. (1972). *The Limits to Growth*. New York, 102(1972), 27.

Mehrabi Basharabadi, H., Jalaei Esfandabadi, S. A., Baghestani, A. A., & Sharafatmand, H. (2010). The impact of trade liberalization on environmental pollution in Iran. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 2 (1), 11-19 (in Persian).

Meng, M., Lee, J., & Payne, J. E. (2017). RALS-LM unit root test with trend breaks and non-normal errors: application to the Prebisch-Singer hypothesis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *21*(1), 31-45.

Millimet, D. L., List, J. A., & Stengos, T. (2003). The environmental Kuznets curve: Real progress or misspecified models?. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1038-47.

Mrabet, Z., & Alsamara, M. (2017). Testing the Kuznets curve hypothesis for Qatar: A comparison between carbon dioxide and ecological footprint. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 1366-75.

Narayan P. K. (2005) The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–90.

Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries. *Energy Policy*, 38(1), 661-666.

Naughton, B. (2014). China's economy: Complacency, crisis & the challenge of reform. *Daedalus*, 143(2), 14-25.

Nawaz, K., Lahiani, A., & Roubaud, D. (2019). Natural resources as blessings and finance-growth nexus: A bootstrap ARDL approach in an emerging economy. *Resources Policy*, 60, 277-287.

Nazlioglu, S., Gormus, N. A., & Soytas, U. (2016) Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175.

Nejati, M., Bawaqar Zaimi, P., & Jalaei, A. (2019). Investigating the effect of production growth and energy consumption on carbon dioxide emissions with emphasis on different economic sectors of Iran. *Scientific Journal of Geography and Planning*, 23(69), 259-282 (in Persian).

Nguyen, K. H., & Kakinaka, M. (2019). Renewable energy consumption, carbon emissions, and development stages: Some evidence from panel cointegration analysis. *Renewable Energy*, 132, 1049-57.

Ozcan, B. (2013). The nexus between carbon emissions, energy consumption and economic growth in Middle East countries: A panel data analysis. *Energy Policy*, 62, 1138-47.

Ozturk, I., Al-Mulali, U., & Saboori, B. (2016). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis: The role of tourism and ecological footprint. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(2), 1916-28.

Panayotou, T. (1993). Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development (No. 992927783402676). International Labour Organization. Geneva, Switzerland.

Pao, H. T., & Tsai, C. M. (2011). Multivariate Granger causality between CO_2 emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross

domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, 36(1), 685-693.

Paramati, S. R., Apergis, N. and Ummalla, M. (2017). Financing clean energy projects through domestic and foreign capital: The role of political cooperation among the EU, the G20 and OECD countries. *Energy Economics*, 61, 62-71.

Pata, U. K. (2018). Renewable energy consumption, urbanization, financial development, income and CO2 emissions in Turkey: testing EKC hypothesis with structural breaks. *Journal of Cleaner Production*, *187*, 770-779.

Pata, U. K., & Aydin, 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*, 121699.

Payne, J. E., Vizek, M., & Lee, J. (2017). Stochastic convergence in per capita fossil fuel consumption in US states. *Energy economics*, *62*, 382-395.

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.

Rahman, S. U., Chen, S., Saud, S., Saleem, N., & Bari, M. W. (2019). Nexus between financial development, energy consumption, income level, and ecological footprint in CEE countries: Do human capital and biocapacity matter?. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(31), 31856-72.

Sam, C. Y., McNown, R., & Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, *80*, 130-141.

Sarkodie, S. A., Adams, S., Owusu, P. A., Leirvik, T., & Ozturk, I. (2020). Mitigating degradation and emissions in China: The role of environmental sustainability, human capital and renewable energy. *Science of the Total Environment*, 719, 137530.

Sarkodie, S. A., Strezov, V., Weldekidan, H., Asamoah, E. F., Owusu, P. A., & Doyi, I. N. Y. (2019). Environmental sustainability assessment using dynamic autoregressive-distributed lag simulations-nexus between greenhouse gas emissions, biomass energy, food and economic growth. *Science of the Total Environment*, 668, 318-332.

Selden, T. M., & Song, D. (1994). Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution emissions?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2), 147-162.

Shafik, N. (1994). Economic development and environmental quality: An econometric analysis. *Oxford Economic Papers*, 46(4), 757-774.

Shahbaz, M., Khan, S., Ali. A. and Bhattacharya, M. (2017a). The impact of globalization on CO_2 emissions in China. *Singapore Economic Review*, 62, 1-29.

Shahbaz, M., Lean, H. H., & Shabbir, M. S. (2012). Environmental Kuznets curve hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(5), 2947-53.

Shahbaz, M., Mallick, H., Mahalik, M. K., & Loganathan, N. (2015a). Does globalization impede environmental quality in India?. *Ecological Indicators*, 52, 379-393.

Shahbaz, M., Mallick, H., Mahalik, M. K., & Sadorsky, P. (2016b). The role of globalization on the recent evolution of energy demand in India: Implications for sustainable development. *Energy Economics*, 55, 52-68.

Shahbaz, M., Nasreen, N., Ahmed, K., & Hammoudeh, S. (2017b). Trade openness-carbon emissions nexus: The importance of turning points of trade openness for country panels. *Energy Economics*, 61, 221-232.

Shahbaz, M., Shahzad, S. J. H., & Mahalik, M. K. (2018). Is globalization detrimental to CO2 emissions in Japan? New threshold analysis. *Environmental Modeling & Assessment*, *23*(5), 557-568.

Stern, D. I., & Common, M. S. (2001). Is there an environmental Kuznets curve for sulfur?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 41(2), 162-178.

Stoessel, M. (2001). Trade liberalization and climate change. *The Graduate Institute of International Studies, Geneva*, 69-88.

Torabi, T., Khajouipour, A., Tarighi, S., & Pakravan, M. R. (2015). The impact of energy consumption, economic growth and foreign trade on emissions in Iran. *Journal of Economic Modeling*, 9 (29), 63-84 (in Persian).

Torras, M., & Boyce, J. K. (1998). Income, inequality, and pollution: A reassessment of the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, 25(2), 147-160.

Wackernagel, M., Schulz, N. B., Deumling, D., Linares, A. C., Jenkins, M., Kapos, V., & Randers, J. (2002). Tracking the ecological overshoot of the human economy. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 99(14), 9266-71.

Wang, Y., Han, R., & Kubota, J. (2016). Is there an environmental Kuznets curve for SO_2 emissions? A semi-parametric panel data analysis for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 1182-88.

Xu, G. Y., & Song, D. Y. (2010). An empirical study of the environmental Kuznets curve for China's carbon emissions-based on provincial panel data [J]. *China Industrial Economics*, 5, 37-47.

Xu, Z., Baloch. M.A., Meng, F., Zhang, J., & Mahmood, Z. (2018). Nexus between financial development and CO_2 emissions in Saudi Arabia: Analyzing the role of globalization. *Environ. Sci.Pollut*, 25(28), 28378-90.

Yang, L., Wang, J., & Shi, J. (2017). Can China meet its (2020) economic growth and carbon emissions reduction targets?. *Journal of Cleaner Production*, 142, 993–1001.

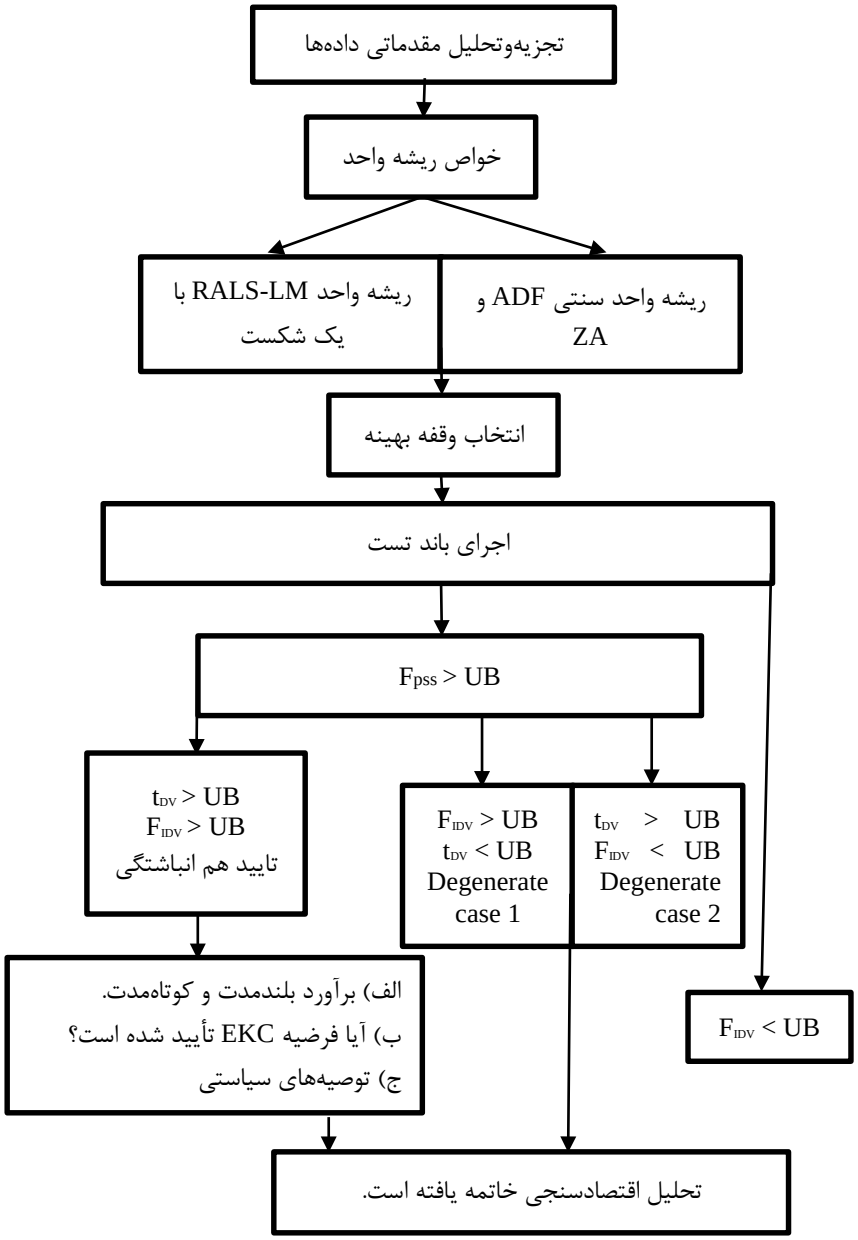
Zafar, M. W., Mirza, F. M., Zaidi, S. A. H., & Hou, F. (2019) The nexus of renewable and nonrenewable energy consumption, trade openness, and CO2 emissions in the framework of EKC: evidence from emerging economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(15), 15162-15173.

Zen, I. S., Noor, Z. Z., & Yusuf, R. O. (2014). The profiles of household solid waste recyclers and non-recyclers in Kuala Lumpur, Malaysia. *Habitat International*, 42, 83-89.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Econ. Stat*,10(3), 251–70.

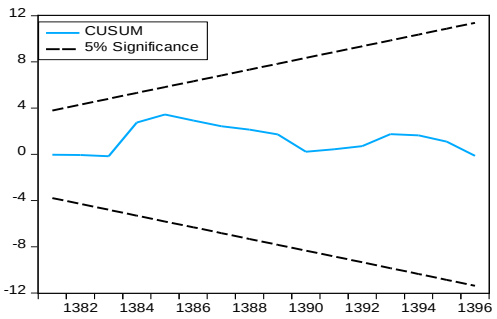
پیوست

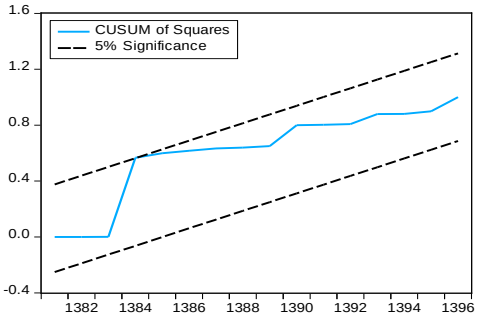
شکل ۱. نمودار جریان از مراحل تجزیه‌وتحلیل مورداستفاده در مطالعه.



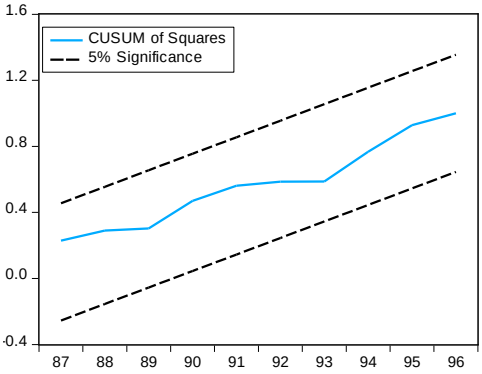
شکل ۲. نتایج ثبات ساختاری

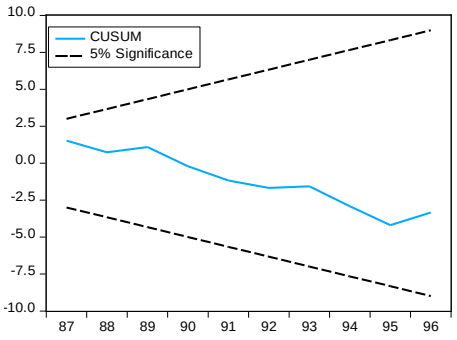
نمودار پایداری انتشار CO_2





نمودار پایداری ردپای اکولوژیک





COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.