

## Persistence of Shocks on Environmental Degradation in Oil-Exporting Countries: Implications for Environmental Policymaking

Arian Daneshmand \*

Assistant Professor, Department of Political Economy and Public Policy, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

Mojgan Rostamirad 

M. Sc. in Environmental Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

### Abstract

The objective of this study is to investigate policy shocks to the ecological footprints of 33 oil-exporting countries for the period 1961-2017. For this purpose, we apply the panel stationarity tests with both sharp and smooth breaks developed by Bahmani-Oskooee et al. (2014) and Carrion-i-Silvestre et al. (2005) to test the persistence of shocks on environmental degradation. The overall results suggest that shocks to the ecological footprint as an indicator of environmental degradation in oil-exporting countries have temporary effects. In other words, the ecological footprint under the two assumptions of long-term homogeneous variance and long-term heterogeneous variance has a mean-reverting behavior. The results of the univariate test also reveal that the ecological footprint is stationary at a 10% significance level for all oil-exporting countries except Canada, Congo, Egypt, Indonesia, and Iran. This implies that policymakers should design effective long-run policies to reduce the ecological footprint in these countries.

**Keywords:** Permanent and temporary shocks, Ecological footprint, Panel unit root test, Oil-exporting countries

**JEL Classification:** C12 , Q3 , Q4 , Q5


\* Corresponding Author: daneshmand@atu.ac.ir

How to Cite: Daneshmand, A., Rostamirad, M. (2021). Persistence of shocks on environmental degradation in oil-exporting countries: implications for environmental policy making. Iranian Energy Economics, 39(10), 127-158.




## ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط زیست در کشورهای صادرکننده نفت: دلالت‌هایی برای سیاست‌گذاری زیست‌محیطی

استادیار، گروه اقتصادسیاسی و سیاست‌گذاری عمومی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

آرین دانشمند\* 

کارشناسی ارشد اقتصاد محیط زیست، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

مژگان رستمی‌راد 

### چکیده

شناسایی آثار دائمی یا موقتی شوک‌های وارد بر محیط زیست یکی از ملاحظات مهم در بحث سیاست‌گذاری است. هدف این پژوهش بررسی ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست در ۳۳ کشور صادرکننده نفت با استفاده از آزمون ریشه واحد پانل است. برای این منظور از آزمون پانل بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۴) با شکست‌های تیز و هموار و آزمون مانایی تک متغیره پانل کاریون سیلواستر و همکاران (۲۰۰۵) با شکست‌های تیز و هموار برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۶۱ استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد که شوک‌های وارد بر ردپای بوم‌شناختی به عنوان شاخص تخریب محیط زیست در کشورهای منتخب صادرکننده نفت آثار موقتی دارند. به عبارت دیگر، ردپای بوم‌شناختی تحت دو فرض واریانس بلندمدت همگن و واریانس بلندمدت ناهمگن رفتار بازگشت به میانگین دارد. نتایج آزمون تک متغیره نیز نشان داد مانایی ردپای بوم‌شناختی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برای همه کشورهای صادرکننده نفت به جز کشورهای کانادا، جمهوری کنگو، مصر، ایران و اندونزی تأیید می‌شود. در نتیجه سیاست‌های مربوط به کاهش اندازه ردپای بوم‌شناختی در بلندمدت در کشورهای کانادا، جمهوری کنگو، مصر، ایران و اندونزی تأثیر دائمی خواهند داشت، به عبارت دیگر، مداخله دولت در جهت وضع سیاست‌هایی که منجر به کاهش ردپای بوم‌شناختی می‌شوند، مؤثر خواهد بود.

**کلیدواژه‌ها:** شوک‌های دائمی و موقتی، ردپای بوم‌شناختی، آزمون ریشه واحد پانل، کشورهای صادرکننده نفت

طبقه‌بندی JEL: Q5 , Q4 , Q3 , C12

## ۱. مقدمه

همان‌طور که تخریب محیط زیست<sup>۱</sup> بر فعالیت‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد، تصمیمات اقتصادی نیز بر محیط‌زیست تأثیر می‌گذارند. از این رو درک تعامل سیاست‌های زیست‌محیطی و سیاست‌های اقتصادی امری ضروری است (شوبرت<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸). به همین خاطر محققان توجه خود را به ارتباط بین اقتصاد و مسائل زیست‌محیطی معطوف می‌کنند. تخریب محیط‌زیست یکی از مشخصه‌های اصلی صنعتی شدن<sup>۳</sup> و افزایش تولید است که محرک‌های کلیدی رشد اقتصادی هستند (حفاظت از انرژی آینده<sup>۴</sup>، ۲۰۱۶). علاوه بر عوامل متعدد تأثیرگذار در تخریب محیط‌زیست یکی از دلایل عمده شوک‌های وارد بر محیط‌زیست کشورهای صادرکننده نفت است. یک رویکرد اساسی درباره شوک‌ها مفهوم آن‌ها است که به عنوان هرگونه انحراف از الگوی سال‌های قبل تعریف می‌شوند، در واقع هر تغییری در متغیرهای اساسی اقتصاد کلان یک شوک محسوب می‌شود (مک‌کارتی و دارشوار<sup>۵</sup>، ۱۹۹۲). رویکرد دیگر درباره اثر شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست است، که به دو گروه دائمی<sup>۶</sup> و موقتی<sup>۷</sup> تقسیم می‌شوند.

تخریب محیط‌زیست را می‌توان به شوک‌های سیاستی مانند سیاست‌های نادرست وضع شده در بخش صنعت یا عملکرد نامناسب نیروگاه‌های انرژی هسته‌ای و یا شوک‌های طبیعی مانند سونامی، فوران آتشفشان و زمین‌لرزه نسبت داد. علاوه بر این افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از سوزاندن سوخت‌های فسیلی برای تأمین انرژی و اهداف تولید صنعتی به تغییرات آب و هوایی<sup>۸</sup> کمک می‌کند. با تغییرات آب و هوایی، حوادث

---

۱. تخریب محیط‌زیست (Environmental degradation): تخریب محیط‌زیست فرایندی است که از طریق آن محیط طبیعی به نوعی خدشه‌دار می‌شود و از تنوع بیولوژیکی و سلامت عمومی محیط می‌کاهد. این فرایند می‌تواند کاملاً منشأ طبیعی داشته باشد، یا می‌تواند تسریع شود و ناشی از فعالیت‌های انسانی باشد (<https://www.eionet.europa.eu>).

2. Schubert (2018)

3. Industrialization

4. Conservation Energy Future (CEF), 2016

5. McCarthy, Dhareshwar (1992)

6. Permanent Shocks

7. Temporary Shocks

۸. Climate change: تغییر آب‌وهوا در واقع تغییر در الگوی آب‌وهوا، و تغییرات مربوط به آن در اقیانوس‌ها، سطح زمین و صفحات یخ است که در مقیاس‌های زمانی چند دهه یا بیشتر رخ می‌دهد (<https://www.science.org.au>).

شدید آب و هوایی، مانند شوک ناگهانی گرما یا سرما می‌تواند آسیب‌های زیست‌محیطی و شوک‌های ناشی از اصطلاحاً وقایع طبیعی مانند سیل و خشکسالی را تشدید کند (پیرس<sup>۱</sup>، ۲۰۱۲).

از آنجایی که شوک‌ها بیشترین ارتباط را با اختلالات ساختاری<sup>۲</sup> در یک سیستم چند مجهولی دارند، بررسی شوک‌های وارد بر یک سیستم یکی از ملزومات شناخت همه ابعاد آن سیستم است. بنابراین در این قسمت مفهوم شوک و انواع آثار آن تبیین می‌شود. شوک را می‌توان به عنوان رویدادی تعریف نمود که می‌تواند باعث کاهش رفاه شود، یا می‌تواند افراد جامعه را از مجرای بیماری یا مرگ و یا حتی یک منطقه و کشور را از مجرای بلایای طبیعی و بحران‌های سیاسی و اقتصادی تحت تأثیر قرار دهد (بانک جهانی<sup>۳</sup>، ۲۰۰۰).

در مباحث نظری پیرامون مسائل زیست‌محیطی و اقتصادی روند<sup>۴</sup> به‌عنوان مسیری قابل پیش‌بینی تعریف می‌شود که طی آن انتظار می‌رود وقایع تکامل یابند. نیز شوک در مفهوم کلی به‌عنوان رویدادی تعریف می‌شود که تکامل روند را متوقف می‌کند (ناپیوستگی که به سرعت افزایش می‌یابد یا مسیر روند را به طور قابل توجهی تغییر می‌دهد) و با این کار، فرضیاتی را که سیاست‌های فعلی بر اساس آن‌ها استوار است خنثی می‌کند (آرناس<sup>۵</sup>، ۲۰۰۹).

درباره مفهوم آثار شوک‌ها می‌توان گفت که اگر روند تخریب محیط‌زیست ثابت باشد، پس از بروز یک تغییر ناگهانی باید به سرعت به مسیر عادی و بلندمدت خود بازگردد، در این حالت می‌توان حرکت آینده تخریب محیط‌زیست را بر اساس رفتار گذشته آن پیش‌بینی کرد. به عبارت دیگر، شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست آثار موقتی خواهند داشت. برعکس اگر فرآیند تخریب، روند غیرثابتی داشته باشد و با وابستگی فرآیند به مسیر مشخص شود، شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست دارای آثار دائمی خواهند بود (بیلانچی و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۱۹).

---

1. Pearce (2012)

۲. Structural Break: هنگامی که یک سری زمانی به طور ناگهانی در یک نقطه از زمان تغییر کند، شکست ساختاری رخ می‌دهد، که این تغییر می‌تواند شامل تغییر در میانگین یا تغییر در سایر پارامترهای فرآیند تولیدکننده مجموعه باشد و منجر به خطاهای بزرگ پیش‌بینی و برآوردهای غیر قابل اطمینان شود (<https://www.stata.com>)

3. <https://www.worldbank.org/>

4. Trend

5. Arnas (2009)

6. Yilanci et al. (2019)

تخریب محیط‌زیست مانند چتری است که موضوعات مختلفی از جمله آلودگی، از بین رفتن تنوع زیستی<sup>۱</sup> و انقراض حیوانات، جنگل‌زدایی و بیابان‌زایی<sup>۲</sup>، گرمایش کره زمین<sup>۳</sup> و بسیاری از موارد دیگر را پوشش می‌دهد. در حقیقت، تخریب محیط‌زیست به‌عنوان هرگونه تغییر یا آشفتگی در محیط که مخرب یا نامطلوب باشد تلقی می‌شود. این فرآیند می‌تواند کاملاً منشأ طبیعی داشته باشد یا می‌تواند تسریع شود و ناشی از فعالیت‌های انسانی باشد (چودری و چاهان<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵).

در مطالعات زیادی از جمله مطالعات کریستیدو و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۳)، گیل آنا و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۵) و لی و چانگ<sup>۷</sup> (۲۰۰۸) از دی‌اکسیدکربن به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست استفاده می‌کنند، ولی از آنجایی که آلایندگی دی‌اکسیدکربن فقط شاخص آلودگی هوا است ممکن است برای بیان مشکلات زیست‌محیطی کافی نباشد، زیرا ذخایر خاک، معادن، جنگل و آب را در نظر نمی‌گیرد. به همین دلیل، شاخص‌های جزئی در ارزیابی آلودگی محیط‌زیست ناکافی هستند و باید یک شاخص کل اتخاذ شود (سولارین و بلو<sup>۸</sup>، ۲۰۱۸)، از این رو پژوهش حاضر از شاخص ردپای بوم‌شناختی استفاده می‌کند که بیانگر فشار انسانی بر محیط‌زیست است.

از آنجایی که موضوع تخریب محیط‌زیست از منظر تجزیه و تحلیل شوک‌های وارد بر آن به ندرت بررسی شده است، ارتباط میان نوع آثار به‌جای مانده از انواع شوک‌ها و تخریب محیط‌زیست می‌تواند دریچه‌ای از سؤالات مرتبط در زمینه مسائل محیط‌زیستی را مطرح سازد. بر این اساس مقاله حاضر به این پرسش می‌پردازد که: آیا شوک‌های تخریب محیط‌زیست در کشورهای صادرکننده نفت آثار دائمی دارند یا موقتی؟ لذا این

---

۱. Biodiversity: تنوع زیستی انواع مختلف زندگی در یک منطقه از جمله انواع حیوانات، گیاهان، قارچ‌ها و حتی میکرو ارگانیسم‌ها مانند باکتری‌ها است. هر یک از این گونه‌ها و ارگانیسم‌ها برای حفظ تعادل و بقای زندگی در اکوسیستم‌ها مانند یک شبکه پیچیده با یکدیگر همکاری می‌کنند. تنوع زیستی از هر آنچه که در طبیعت برای زنده ماندن به آن نیاز داریم مانند غذا، آب تمیز، دارو و سرپناه پشتیبانی می‌کند (<https://www.worldwildlife.org>).

2. Desertification
3. Global Warming
4. Choudhary & Chauhan (2015)
5. Christidou et al. (2013)
6. Gill-Alana et al. (2015)
7. Lee & Chang (2008)
8. Solarin & Bello (2018)

مقاله به بررسی ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست در کشورهای صادرکننده نفتی می‌پردازد.

در کشورهای در حال توسعه نفتی، قیمت نسبتاً ارزان نفت و فرآورده‌های آن می‌تواند باعث مصرف بیش از اندازه و تخصیص نادرست این منبع انرژی شود که به نوبه خود منجر به تخریب بیشتر محیط‌زیست خواهد شد. شایان ذکر است که برای بسیاری از این کشورها نفت نقش بسیار مهمی در دوام اقتصاد ملی دارد. برای مثال، صادرات نفت بیش از ۸۰ درصد از کل صادرات ملی برای لیبی، ایران، کویت، عربستان سعودی و ونزوئلا را شامل می‌شود. علاوه بر آن کشوری مثل آنگولا تا ۵۰ درصد از درآمد خود را از طریق درآمدهای نفتی تأمین می‌کند (اورورک و کانلی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳). از این رو نحوه اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی در این حوزه اقتصادی نیز می‌تواند انتخاب جامعه آماری پژوهش را توجیه سازد.

نقطه تمایز این پژوهش با پژوهش‌های مرتبط با تخریب محیط زیست بررسی مسیر تخریب محیط زیست از دیدگاه آثار شوک‌های وارد بر ردپای بوم‌شناختی در کشورهای صادرکننده نفت است. تولید نفت و صادرات آن مزایای اقتصادی فوق‌العاده‌ای برای کشورهای صادرکننده نفت دارد، از این رو این کشورها انگیزه‌ای برای کاهش تولید نخواهند داشت. این امر ممکن است در بلندمدت پیامدهای جدی از نظر هزینه‌ای برای این مجموعه از کشورها داشته باشد (اسکی<sup>۲</sup>، ۱۹۹۲)، بنابراین اگرچه سیاست‌های مرتبط با تخریب محیط‌زیست و سیاست‌های انرژی<sup>۳</sup> ممکن است از نظر مفهومی مستعد جدایی باشند، اما در دنیای واقعی به طور ذاتی و جدایی‌ناپذیر به هم مرتبط هستند.

سیاست‌های انرژی و انواع سرمایه‌گذاری که در زمینه انرژی انجام می‌شود پیامدهای زیست‌محیطی عمیقی دارد. سیاست‌های زیست‌محیطی نیز می‌توانند تأثیرات عمیق مشابه بر سیاست‌های انرژی داشته باشند. با وجود این ارتباط متقابل واضح، سیاست‌گذاران انرژی و محیط‌زیست اغلب مستقل از یکدیگر و بدون توجه به منافع یکدیگر کار می‌کنند (کالبرن و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳). در حال حاضر، ارزیابی سیستم‌های انرژی معمولاً بر مجموعه‌ای از

1. O'Rourke & Connolly (2003)

2. Skea (1992)

3. Energy Policy

4. Colburn et al. (2013)

اقدامات بیوفیزیکی متمرکز است. به عنوان مثال، بررسی مسیرهای تولید برق به مقایسه شاخص‌هایی مانند اسیدی شدن و پتانسیل گرمایش جهانی<sup>۱</sup> می‌پردازد (هرتویچ و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۵، سانتویو - کاستلازو و آزاپاگیک<sup>۳</sup>، ۲۰۱۴).

در نتیجه گفته می‌شود سیاست انرژی زیرمجموعه‌ای از سیاست اقتصادی، سیاست خارجی و سیاست امنیت ملی و بین‌المللی است. به طور کلی، سیاست انرژی به دنبال امنیت عرضه، مقرون به صرفه بودن و تأثیر محدود بر محیط زیست است (کول<sup>۴</sup>، ۲۰۰۴)، ولی در اینجا دو دلیل اصلی و مهم برای ادغام سیاست‌های مربوط به محیط‌زیست و انرژی وجود دارد. اول اینکه، اگرچه مسائل مربوط به محیط‌زیست و انرژی ممکن است در نمودار سازمانی دولتی از هم جدا شوند، ولی در حقیقت به طور تفکیک‌ناپذیری به هم مرتبط هستند. ارتباط بین این دو قانع‌کننده و غیر قابل بحث است. دوم از زمانی که اکثر نهادهای انرژی و محیط‌زیست ساختاریافته شدند، شرایط به قدری تغییر کرده است که در انعکاس واقعیت‌های مدرن ناکام هستند (کالبرن و همکاران، ۲۰۱۳).

بنابراین عامل تأثیرپذیری و وابستگی سیاست‌های انرژی و زیست‌محیطی در کشورهای صادرکننده نفت به عنوان پیش‌رانه‌های بررسی‌های مربوط به تخریب محیط‌زیست نیاز به مطالعات دقیق‌تر دارند.

از این رو در بخش دوم مقاله حاضر مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرند. در بخش چهارم روش‌شناسی و در بخش پنجم نیز نتایج پژوهش ارائه می‌شوند و بخش آخر به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

## ۲. مبانی نظری

در طول سه دهه گذشته، روش‌های تخمین روابط و مدل‌سازی شوک‌ها در فعالیت‌های اقتصادی تحت تغییرات اساسی قرار گرفته است. روش تخمین مدل رگرسیون<sup>۵</sup> استاندارد و روش حداقل مربعات معمولی بر این فرض استوار است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت هستند. متغیرهایی که میانگین و واریانس آن‌ها در طول زمان دچار

---

1. Global warming  
2. Hertwich et al. (2015)  
3. Santoyo-Castelazo & Azapagic (2014)  
4. Kohl (2004)  
5. Regression

تغییرات می‌شوند، به‌عنوان متغیرهای نامانا یا ریشه‌واحد شناخته می‌شوند. وارد کردن چنین متغیرهایی در برآورد معادلات رگرسیون با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی استنتاج‌های گمراه‌کننده‌ای را به همراه دارد. یک راه‌حل برای جلوگیری از بروز نتایج گمراه‌کننده این است که اگر متغیرها نامانا باشند؛ برآورد رابطه بلندمدت بین آن متغیرها باید براساس روش هم‌انباشتگی باشد. بنابراین شرط انجام آزمون ریشه واحد برای یک سری وجود رابطه هم‌انباشتگی است (گلین و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۰۷).

همان‌طور که گفته شد از آزمون‌های ریشه‌واحد برای آزمون مانایی سری‌ها استفاده می‌شود. در مطالعات از آزمون‌های ریشه‌واحد ADF، PP، KPSS، GLS و DF NP به‌طور گسترده‌ای استفاده شده است. در ادبیات اقتصادسنجی، تغییر در فرآیند تولید داده‌های اساسی سری‌ها به‌عنوان شکست ساختاری تلقی می‌شود. وجود شکست ساختاری در سری منجر به برآورد درست از آن سری می‌شود. در صورت عدم وجود شکست ساختاری، استنباط در مورد روابط اقتصادی می‌تواند گمراه‌کننده، پیش‌بینی‌ها نادرست و در نتیجه منجر به سیاست‌های گمراه‌کننده شود (هانسن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۱). با تمام این تفاسیر، شوک‌ها یکی از آن رخدادهایی هستند که موجب بروز شکست ساختاری در سری زمانی یا پانل یک فرآیند اقتصادسنجی می‌شوند.

پرون<sup>۳</sup> (۱۹۸۹) معتقد است که بسیاری از سری‌ها بعضاً در اثر تغییرات ساختاری دچار تغییر در سطح یا روند می‌شوند. این می‌تواند منجر به عدم توانایی در رد فرضیه صفر توسط آزمون‌های ریشه‌واحد شود (نوردستروم<sup>۴</sup>، ۲۰۱۸). برای غلبه بر این مشکل، پرون پیشنهاد کرد که یک شکست ساختاری معین یا برون‌زا در آزمون‌های ریشه‌واحد متداول وجود داشته باشد (گلین و همکاران، ۲۰۰۷). به دنبال این پیشرفت، بسیاری از نویسندگان از جمله، زیوت و اندروز<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) و پرون (۱۹۹۷) پیشنهاد کردند که نقطه شکست به‌طور درون‌زا از داده‌ها تعیین شود. لومسداین و پاپل<sup>۶</sup> (۱۹۹۷) نیز مدل زیوت و اندروز (۱۹۹۲) را برای تطبیق دو شکست ساختاری گسترش دادند. آزمون لومسداین و پاپل (۱۹۹۷) تحت فرضیه

- 
1. Glynn et al. (2007)
  2. Hansen (2001)
  3. Perron (1989)
  4. Nordstrom (2018)
  5. Zivot & Andrews (1992)
  6. Lumsdaine & Papell (1997)



صفر هیچ‌کدام از شکست‌ها را ریشه‌واحد نمی‌دانند و بر این اساس مقادیر بحرانی را به دست می‌آورند.

در فرآیند تکامل آزمون‌های ریشه‌واحد مشکل دیگر این بود که این آزمون‌ها از نظر نحوه عملکردشان درباره فرضیه صفر مورد نقد قرار می‌گرفتند. با توجه به اینکه شکست‌ها تحت فرضیه صفر ریشه‌واحد گم می‌شوند، ممکن است این آزمون‌ها تمایل داشته باشند شواهدی از مانایی با شکست‌ها را نشان دهند (لی و استرازیچیچ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳)، بنابراین لی و استرازیچیچ (۲۰۰۳) نیز یک آزمون ریشه‌واحد به نام حداقل ضریب لاگرانژ دوشکستی (LM) را پیشنهاد می‌دهند که در آن فرضیه مقابل روند مانایی را توضیح می‌دهد. آزمون LM علاوه بر تأیید وجود ریشه‌واحد، شکست‌ها را تحت فرضیه صفر و مقابل می‌پذیرد. همان‌طور که از نام آزمون ریشه‌واحد حداقل ضریب لاگرانژ دوشکستی واضح است، این آزمون تحت دو شکست ساختاری موفق‌تر عمل می‌کند.

پرادان<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) نیز نشان می‌دهد هنگامی که شکست‌ها دارای علامت مخالف از هم باشند این آزمون تعداد و اندازه شکست‌های متعدد را به‌دشواری برآورد می‌کند. با این تفاسیر نیاز به آزمونی است که بتواند با در نظر گرفتن چندین شکست، نوع و تاریخ وقوع هر کدام از آن‌ها را ثبت نماید. به همین منظور در بخش‌های بعدی به معرفی چنین آزمونی خواهیم پرداخت.

### ۳. پیشینه پژوهش

در ادبیات، مطالعات بسیاری وجود دارند که از تجزیه و تحلیل مانایی استفاده می‌کنند. آزمون فرضیه‌های مختلف و تفسیر سیاستی متغیرها از مجرای این مطالعات انجام می‌شود. به منظور مرور ادبیاتی که دامنه مطالعاتی این پژوهش را نشان می‌دهند، بررسی‌های مربوط به تجزیه و تحلیل مانایی و همگرایی شاخص‌های زیست‌محیطی را به سه گروه مطالعاتی تقسیم می‌کنیم.

دسته اول از این مطالعات به بررسی مانایی انتشار کربن می‌پردازند. این مطالعات با استفاده از آزمون‌های ریشه‌واحد مختلفی مانند آزمون ریشه‌واحد ایم، پسران و شین<sup>۳</sup>،

1. Lee & Strazicich (2003)

2. Prodan (2008)

3. Im, Pesaran and Shin panel unit root test (IPS)

آزمون ریشه‌واحد پانل غیرخطی<sup>۱</sup>، آزمون ریشه‌واحد کپتانوس و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) و آزمون‌های ریشه‌واحد دیگری که فرضیه صفر را بررسی می‌کنند، به بررسی رفتار مانایی یا عدم مانایی آلاینده‌هایی مانند دی‌اکسید کربن و دیگر آلاینده‌ها پرداختند. برای بررسی مانایی میزان انتشار دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی<sup>۳</sup>، هیل و سلدن<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین، فرضیه ریشه‌واحد را برای ۱۳۵ کشور و برای دوره ۱۹۹۲-۱۹۵۰ مورد بررسی قرار دادند، نتایج تأیید کردند که انتشار کربن برای ۲۰ کشور مانا است. کریستیدو و همکاران (۲۰۱۳) نیز مانایی انتشار دی‌اکسید کربن را برای ۳۶ کشور با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۸۷۰ بررسی کردند، آن‌ها با استفاده از آزمون ریشه‌واحد پانل غیر خطی دریافتند که میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن در ۱۵۰ سال گذشته مانا است.

علاوه بر آن گیل آنا و همکاران (۲۰۱۵) مانایی میزان انتشار دی‌اکسید کربن را برای چین، هند، انگلستان و ایالات متحده آمریکا از طریق یک رویکرد بلندمدت با روندهای غیرخطی و شکست‌های ساختاری و با استفاده از دامنه طولانی از داده‌ها بررسی کردند، نتایج تجربی نشان دادند که انتشار دی‌اکسید کربن برای چین و هند ناماناست. تیواری و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۶) با استفاده از روش چورت‌ریز و کپتانوس<sup>۶</sup> برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۰ مانایی میزان انتشار دی‌اکسید کربن را برای ۳۵ کشور جنوب صحرائی آفریقا بررسی کردند. طبق نتایج انتشار سرانه دی‌اکسید کربن در ۱۵ کشور مانا است. علاوه بر آن هنگامی که تابع فوریه به آزمون ریشه‌واحد پانل اضافه شد، شواهدی از مانایی برای انتشار سرانه دی‌اکسید کربن در هر ۳۵ کشور مشاهده شد.

دسته دوم از مطالعات مرتبط در این حوزه، پژوهش‌هایی هستند که با روش‌هایی مشابه همگرایی<sup>۷</sup> انتشار دی‌اکسید کربن را مورد بررسی قرار می‌دهند. همگرایی آلاینده‌ها یکی از نگرانی‌های اصلی سیاست‌گذارانی است که در تلاش برای دستیابی به هدف تخصیص برابر انتشار سرانه آلاینده‌ها هستند (وسترلوند و باشر<sup>۸</sup>، ۲۰۰۷).

- 
1. Nonlinear Panel unit root test
  2. Kapetanios et al. (2003)
  3. Gross Domestic Product (GDP)
  4. Heil&Selden (1999)
  5. Tiwari et al (2016)
  6. Chortareas & Kapetanios
  7. Convergence
  8. Westerlund & Basher (2007)

از جمله مطالعات این حوزه، مطالعه صورت گرفته توسط استرازیچ و لیست<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) است که با استفاده از ترکیب دو آزمون مقطعی و سری زمانی همگرایی انتشار دی‌اکسید کربن را در ۲۱ کشور و در دوره ۱۹۹۷-۱۹۶۰ بررسی کردند. نتایج نشان دادند که فرضیه صفر در هر دو آزمون، واگرایی انتشار دی‌اکسید کربن را رد کردند. آیدی<sup>۲</sup> (۲۰۰۶) نیز همگرایی انتشار سرانه دی‌اکسید کربن را در ۲۳ کشور OECD طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۰ بررسی کرد، نتایج شواهدی از همگرایی را در بین ۲۳ کشور OECD نشان دادند.

در پژوهشی دیگر نیز، لی و چانگ (۲۰۰۹) همگرایی تصادفی انتشار سرانه دی‌اکسید کربن را برای ۲۱ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)<sup>۳</sup> بررسی کردند. در این پژوهش از آزمون ریشه واحد پانل با چند شکست در دوره ۲۰۰۲-۱۹۵۰ استفاده شد. طبق نتایج، همگرایی انتشار سرانه دی‌اکسید کربن پس از شکست‌های ساختاری و وابستگی مقطعی تأیید شد.

علاوه بر مطالعات پیشین احمد و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۷) نیز از طریق تجزیه و تحلیل موجک‌ها<sup>۵</sup> همگرایی انتشار سرانه دی‌اکسید کربن را در گروه‌های مختلف درآمدی برای ۱۶۲ کشور بررسی کردند. این مطالعات همگرایی را در ۳۸ کشور از جمله ۱۸ کشور OECD با درآمد بالا، ۲ کشور با درآمد بالا و خارج از OECD، ۱۳ کشور با درآمد متوسط و ۵ کشور با درآمد کم تأیید کردند. انتشار دی‌اکسید کربن در ۱۲۴ کشور دیگر واگرا است.

دسته سوم نیز مطالعاتی هستند که با استفاده از آزمون‌های جدید ریشه واحد به بررسی ویژگی‌های ریشه واحد شاخص ردپای بوم‌شناختی می‌پردازند. از جمله مطالعه اولوکاک و لین<sup>۶</sup> (۲۰۱۷) که به بررسی رفتار تصادفی ردپای بوم‌شناختی و ۶ مؤلفه آن در ایالات متحده آمریکا پرداختند. در این پژوهش از آزمون‌های ریشه واحد غیر خطی فوریه برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۶۱ استفاده شد. نتایج تجربی نشان دادند که ردپای بوم‌شناختی در ایالات متحده ناماناست. این نتیجه بیانگر آن است که، سیاست‌های تأثیرگذار بر ردپای بوم‌شناختی آثار بلندمدت و دائمی دارد.

1. Strazicich & List (2003)

2. Aldy (2006)

3. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

4. Ahmad et al. (2017)

5. Wavelet analysis

6. Ulucak & Lin (2017)

در مطالعه‌ای دیگر، سولارین و بلو (۲۰۱۸) نیز مانایی ردپای بوم‌شناختی را برای ۱۲۸ کشور و برای دوره ۲۰۱۳-۱۹۶۱ بررسی کردند، نتایج نشان دادند که ردپای بوم‌شناختی برای ۹۶ کشور مانا نیست. اوزجان و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۹) نیز از آزمون‌های ریشه‌واحد خطی و غیرخطی مختلفی برای بیش از ۱۰۰ کشور استفاده کردند. نتایج این پژوهش حاکی از نامانایی ردپای بوم‌شناختی در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۶۱ است.

در پژوهشی دیگر ییلانچی و پاتا<sup>۲</sup> (۲۰۲۰) به بررسی مانایی تعادل بوم‌شناختی<sup>۳</sup> در کشورهای G7<sup>۴</sup> و E7<sup>۵</sup> پرداختند. در این مطالعه از آزمون‌های ریشه‌واحد نظیر آزمون ریشه‌واحد LM<sup>۶</sup>، آزمون ریشه‌واحد LM با شکست‌های ساختاری و آزمون ریشه‌واحد فوریه LM برای دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۶۱ استفاده شد، نتایج تجربی به دست آمده حاکی از آن است که شوک‌های وارد بر تعادل بوم‌شناختی در کشورهای G7 آثار دائمی‌تری نسبت به کشورهای E7 دارند.

#### ۴. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش به بررسی ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست در کشورهای صادرکننده نفتی در قالب یک آزمون جدید مانایی پانل می‌پردازد. بدین منظور، از داده‌های ردپای بوم‌شناختی متعلق به جامعه آماری ۳۳ کشور صادرکننده نفت در دوره زمانی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۶۱ میلادی استفاده شد. داده‌های مربوط به متغیر ردپای بوم‌شناختی از پایگاه داده‌های ردپای بوم‌شناختی مصرف<sup>۷</sup> (برحسب واحد هکتار جهانی به ازای هر نفر)<sup>۸</sup> موجود در شبکه جهانی ردپا<sup>۹</sup> مورد استفاده قرار گرفت.

1. Ozcan et al. (2019)

2. Yilanci & Pata (2020)

3. Ecological Balance

۴. Group of Seven: گروه ۷ یک سازمان بین‌دولتی متشکل از کشورهای کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، انگلستان و ایالات متحده است.

۵. E7 Emerging Seven: متشکل از هفت کشور چین، هند، برزیل، مکزیک، روسیه، اندونزی و ترکیه است که به دلیل برخورداری از اقتصادهای بزرگ در حال ظهور در یک گروه قرار گرفته‌اند.

6. Minimum Lagrange Multiplier Unit root test

7. Ecological Footprint of consumption (EFC)

8. gha (Global hectare)

9. <https://www.footprintnetwork.org/>

به منظور آزمون وجود وابستگی بین مقاطع از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) قبل از آزمون مانایی پانل استفاده شد. در این پژوهش از برآورد معادله (۱) برای آزمون جدید مانایی پانل استفاده شد تا خصوصیات ریشه واحد متغیر ردپای بوم‌شناختی در راستای هدف پژوهش مورد بررسی قرار گیرد.

$$ECF_{i,t} = \beta_i + \sum_{t=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \gamma_{1,i} \sin\left(\frac{2\pi k_i t}{T}\right) + \gamma_{2,i} \cos\left(\frac{2\pi k_i t}{T}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن  $t$  نشان‌دهنده روند زمان است،  $T$  اندازه نمونه را نشان می‌دهد و  $m$  تعداد بهینه شکست‌ها است.  $DU$  متغیر مجازی است که برای شناسایی شکست‌های تیز در مدل گنجانده می‌شود و به صورت رابطه (۲) توصیف می‌شود (بیلانچی و همکاران، ۲۰۱۹):

$$DU_{i,k,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } TB_{k-1}^i < t < TB_k^i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

$TB_k^i$  تاریخ  $k$  امین شکست برای  $i$  امین مقطع را نشان می‌دهد. تقریب فوری نیز به پیشنهاد گلنت<sup>۲</sup> (۱۹۸۱) برای شناسایی شکست‌های هموار در رابطه (۱) وارد شده است. با استفاده از رابطه (۳) می‌توان یک آزمون آماری را برای فرضیه صفر در آزمون مانایی پانل با چندین جابه‌جایی تیز و هموار محاسبه کرد (بیلانچی و همکاران، ۲۰۱۹).

$$z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \bar{\xi})}{\bar{\xi}} \quad (3)$$

که در آن  $\bar{\xi}$  و  $\bar{\sigma}$  متوسط میانگین‌ها و واریانس‌های هر مقطع را نشان می‌دهند. همچنین  $LM(\lambda)$  را می‌توان از طریق رابطه (۴) به دست آورد که بیانگر آماره آزمون تک متغیره با استفاده از آزمون کویاتکوفسکی و همکاران<sup>۳</sup> (۱۹۹۲) با شکست‌های متعدد است (بیلانچی و همکاران، ۲۰۱۹):

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2) \quad (4)$$

که  $\hat{S}_{i,t}^2 = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{i,j}^2$  فرآیند جمع جزئی باقیمانده‌های OLS<sup>۴</sup> برآورد شده از رابطه (۱) است و  $\hat{\omega}_i^2$  ناهمگنی<sup>۵</sup> و برآورد ثابتی از واریانس بلندمدت  $\varepsilon_{i,t}$  را نشان می‌دهد. همچنین  $\lambda$

1. Cross-section dependence test of Pesaran (CD)  
 2. Gallant (1981)  
 3. Kwiatkowski et al. (1992)  
 4. Ordinary Least Squares (OLS)  
 5. Heterogeneity

بیانگر محل شکست در کل دوره زمانی  $T$  است. این مطالعه به دنبال پیشنهادات اندرز و لی<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) رابطه (۱) را به منظور جلوگیری از بروز مشکل بیش‌برازشی محدود به استفاده از یک فرکانس واحد می‌کند (ییلانچی و همکاران، ۲۰۱۹).

برای برآورد رابطه (۱) ابتدا تعداد نقاط بهینه شکست یعنی  $m$  و فرکانس بهینه یعنی  $k^*$  مشخص می‌شود. بیشینه مقدار  $k$  نیز مقدار ۵ تعیین می‌شود. سپس به پیشنهاد بای و پرون<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) رابطه (۱) به ازای هر  $k = k^*$  برآورد می‌شود و مجموع مربعات باقیمانده (SSR)<sup>۳</sup> ثبت می‌شود، فرکانس  $k^*$  نیز با توجه به حداقل  $SSR$  به عنوان فرکانس بهینه انتخاب می‌شود. در انتها نیز مجدداً مدل با  $k$  بهینه برآورد می‌شود، سپس تعداد نقاط و مکان به دست آمده به عنوان تعداد و مکان‌های بهینه نقاط شکست تعیین می‌شوند. برای آزمون اهمیت تابع فوریه (به  $\gamma_{1,i} = \gamma_{2,i} = 0$ )، به پیشنهاد بکر و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۰۶، ۲۰۰۴) آماره آزمون  $F$  به صورت رابطه (۵) استفاده می‌شود (لی و همکاران، ۲۰۱۵):

$$F(k^*) = \frac{(SSR_{unrestricted} - SSR_{restricted}(k^*)) / 2}{SSR_{restricted}(k^*) / (T - q)} \quad (5)$$

که  $SSR_{unrestricted}$  مجموع مربعات باقیمانده حاصل از رابطه (۱) را با وجود تابع فوریه و  $SSR_{restricted}(k^*)$  مجموع مربعات باقیمانده حاصل از رابطه (۱) را بدون حضور تابع فوریه نشان می‌دهد. همان‌طور که بکر و همکاران (۲۰۰۶، ۲۰۰۴) اشاره می‌کنند، به دلیل وجود پارامتر مزاحم آزمون  $F$  توزیع استاندارد ندارد. بنابراین مقادیر بحرانی آن توسط شبیه‌سازی مونت کارلو<sup>۵</sup> محاسبه شد (لی و همکاران، ۲۰۱۵).

در این پژوهش از روش بای و پرون (۱۹۹۸) استفاده شد، زیرا حداقل مربعات باقیمانده کلی را محاسبه می‌کند. در اینجا ما از این روش استفاده می‌کنیم و آرگومانی را که توالی  $SSR(TB_1^i, \dots, TB_{m_i}^i)$  منفرد محاسبه شده از (۱) را به حداقل می‌رساند، به عنوان برآورد تاریخ‌های شکست انتخاب می‌کنیم (کاریون سیلوستر و همکاران<sup>۶</sup>، ۲۰۰۱).  $SSR(TB_1^i, \dots, TB_{m_i}^i)$  از رابطه (۶) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$(\widehat{TB}_1^i, \dots, \widehat{TB}_{m_i}^i) = \arg \min_{(TB_1^i, \dots, TB_{m_i}^i)} SSR(TB_1^i, \dots, TB_{m_i}^i) \quad (6)$$

- 
1. Enders & Lee (2012a)
  2. Bai & Perron (1998)
  3. Sum of Squared Residuals
  4. Becker et al. (2004, 2006)
  5. Monte-Carlo Simulation
  6. Carrion-i-Silvestre et al (2001)

## ۱-۴. معرفی آزمون مانایی پانل

همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، این پژوهش از یک آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار برای بررسی دائمی یا موقتی بودن آثار شوک‌ها بر شاخص ردپای بوم‌شناختی در کشورهای صادرکننده نفتی استفاده می‌کند. این آزمون مانایی پانل توسط بهمنی اسکوئی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) ایجاد شده است و نسخه تکمیلی آزمون مانایی پانل کاریون سیلوستر و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۵)، با شکست‌های هموار است.

با توجه به آنچه که درباره برآورد گمراه‌کننده<sup>۳</sup> آزمون ریشه‌واحد تک متغیره دیکی - فولر تعمیم‌یافته، فیلیس - پرون و آزمون‌های کویاتکوفسکی و همکاران (KPSS، ۱۹۹۲) در حضور انواع شکست‌ها گفته شد، می‌توان گفت که ممکن است این آزمون‌ها به ما برآورد دقیقی از سری ردپای بوم‌شناختی در اکثر کشورها ندهند. این نتیجه با ادبیات موجود سازگار است، در نتیجه، برای دستیابی به نتایج جامع از به کار بردن این آزمون‌های تک متغیره صرف‌نظر می‌کنیم. علاوه بر این روشن است که آزمون‌های ریشه‌واحد تک متغیره ممکن است قدرت کمی داشته باشند، زیرا روی نمونه محدود اعمال می‌شوند.

بنابراین هنگامی که موضوع بررسی وجود شکست‌های ساختاری از مجرای آزمون‌های ریشه‌واحد متداول مطرح می‌شود، آزمون‌های متداول قدرت خود را از دست می‌دهند، به این معنی که، با فرض وجود شکست ساختاری در روند قطعی یک سری، این آزمون‌ها دچار انحراف در تجزیه و تحلیل می‌شوند که در این صورت، توانایی رد یک ریشه واحد اشتباه کاهش می‌یابد (گلین و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۷).

در این پژوهش علاوه بر آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار از آزمون مانایی تک متغیره کاریون سیلوستر و همکاران (۲۰۰۵) با شکست‌های تیز و هموار نیز برای متغیر ردپای بوم‌شناختی در هر کشور استفاده می‌شود. آزمون مانایی پانل کاریون سیلوستر و همکاران (۲۰۰۵) نیز گسترش یافته آزمون هادری<sup>۴</sup> (۲۰۰۰) است.

روش کار این آزمون بر اساس نسخه تک متغیره آزمون<sup>۵</sup> KPSS داده‌های پانل است که توسط هادری (۲۰۰۰) تهیه شده است و عمومیتی به طرح‌های موجود در این زمینه

1. Bahmani-Oskooee et al. (2014)

2. Carrion-i-Silvestre et al. (2005)

3. Glynn et al. (2007)

4. Hadri (2000)

5. Univariate

می‌بخشد. نوآوری این آزمون نسبت به آزمون هادری (۲۰۰۰) نیز در استفاده از دو نوع شکست‌ساختاری، اولی شکست در سطح (بدون روند خطی) و دومی شکست‌های در سطح و شیب یک روند خطی است. یکی از مزایای این آزمون جدید مشخص کردن ناهمگنی در داده‌های پانل است (لی و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۵).

با توجه به آنچه در بخش مبانی نظری شرح داده شد و مشکلی که در نسخه آخر آزمون‌های ریشه‌واحد یعنی آزمون  $LM$  وجود داشت، اندرز و لی<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) و رودریگز و تیلور<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) و اندرز و لی<sup>۴</sup> (۲۰۱۲) آزمون ریشه‌واحد فوریه را براساس فرم فوریه انعطاف‌پذیر گلنت (۱۹۸۱) پیشنهاد می‌دهند (بکر و همکاران، ۲۰۰۶).

به طور خاص از فرم تابعی فوریه انعطاف‌پذیر برای کنترل ماهیت ناشناخته سری استفاده می‌شود. این آزمون علاوه بر نمایش تعداد کم شکست‌ها، قادر به عملکردی قوی در حضور تعداد شکست‌های زیاد است (بکر و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶). در این آزمون دو استراتژی برای تخمین فرکانس‌ها ارائه می‌شود. یکی در نظر گرفتن فرکانس واحد است که با به حداقل رساندن مجموع مربعات باقیمانده، رگرسیون آزمون تخمین زده می‌شود. استراتژی دوم حالت فرکانس متعدد است، که در این حالت به دلیل تعداد زیاد پارامترهای رگرسیون‌های آزمون مشکل «بیش برازشی» رخ می‌دهد، که برای رفع این مشکل هم باید از فرکانس واحد استفاده کرد (اندرز و لی<sup>۶</sup>، ۲۰۱۲). آزمون‌های ریشه‌واحد فوریه که به تقریب متکی هستند، انحرافات از میانگین را از طریق بسط مثلثاتی در نظر می‌گیرند (اولو کاک و لین<sup>۷</sup>، ۲۰۱۷).

## ۵. نتایج و بحث

### ۵-۱. نتایج آزمون‌ها

در این پژوهش از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۰۴) قبل از آزمون مانایی پانل استفاده شد. روش کار این آزمون بر اساس میانگین ساده تمام ضرایب همبستگی جفتی از

---

1. Lee et al. (2015)  
 2. Enders & Lee (2012a)  
 3. Rodrigues & Taylor (2012)  
 4. Enders & Lee (2012b)  
 5. Becker et al. (2006)  
 6. Enders & Lee (2012)  
 7. Ulucak & Lin (2017)



باقیمانده‌های حداقل مربعات معمولی (*OLS*) در رگرسیون‌های منفرد پانل است که فرضیه صفر آن بیانگر عدم وجود وابستگی میان مقاطع می‌باشد (پسران، ۲۰۰۴). نتیجه حاصل از این آزمون برای کشورهای صادرکننده نفت در ستون اول پانل (الف) در جدول (۱) آمده است که شواهدی از وجود وابستگی مقطعی را برای سری ردپای بوم‌شناختی نشان می‌دهد.

با توجه به آنچه پیش‌تر در بخش مبانی نظری و روش‌شناسی پژوهش شرح داده شد، هنگامی که سری‌ها دارای شکست‌های ساختاری باشند با استفاده از آزمون‌های ریشه‌واحد متعارف تخمین صحیح تعداد و نوع شکست‌های متعدد دشوار است. نقطه قوت آزمون‌های ریشه‌واحد مبتنی بر پانل، پذیرش یک افزایش در توانایی ترتیب تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی توسط ترکیب هر دو ابعاد مقطعی و زمانی است (بهمنی اسکویی و همکاران، ۲۰۱۴). در این پژوهش از آزمون ریشه‌واحد مبتنی بر تابع فوریه برای بررسی رفتار مانایی شاخص ردپای بوم‌شناختی استفاده می‌کنیم، زیرا بسیاری از شکست‌های شناخته شده یا ناشناخته در یک سری را می‌تواند با استفاده از تعداد کمی از اجزای فرکانس پایین از تقریب فوریه شناسایی کند. نتایج حاصل از آزمون یادشده نیز در جدول (۱) ارائه شده است.

#### جدول ۱. نتایج آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار

پانل (الف): آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۰۴) و آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار				
آماره آزمون		مقدار احتمال		آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۰۴)
۲۵/۷۷۴		۰/۰۰۰		
آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار				
مقادیر بحرانی				
آماره آزمون	۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	
	۲/۲۵۲۶	۲/۵۶۷۲	۳/۱۷۷۵	واریانس بلندمدت همگن
-۱/۵۸۳۲				
	۶/۱۸۲۲	۶/۸۲۱۸	۸/۰۸۴۶	واریانس بلندمدت ناهمگن
۱/۳۱۳۱				
پانل (ب): آزمون مانایی تک متغیره با شکست‌های تیز و هموار				
آماره آزمون	۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	
	۰/۴۹۵۸	۰/۷۱۳۵	۱/۲۲۸۵	الجزایر
۰/۲۵۶۰				
	۰/۱۹۹۶	۰/۲۵۸۵	۰/۳۹۴۸	آنگولا
۰/۰۴۶۰				
	۰/۲۶۰۳	۰/۳۶۴۱	۰/۶۳۳۶	جمهوری آذربایجان
۰/۱۸۷۰				
	۰/۱۷۵۷	۰/۲۳۱۱	۰/۳۶۹۰	برزیل
۰/۰۴۸۴				
	۰/۲۹۷۴	۰/۳۸۲۴	۰/۵۵۱۵	کانادا
۱/۵۰۸۸				

۰/۰۵۵۱	۰/۰۷۰۱	۰/۰۸۵۸	۰/۱۲۴۹	جمهوری چاد
۰/۰۴۳۰	۰/۱۸۰۰	۰/۲۳۵۱	۰/۳۷۳۶	چین
۰/۱۹۹۱	۰/۴۲۵۳	۰/۶۴۳۷	۱/۳۴۶۳	کلمبیا
۰/۳۲۹۰	۰/۲۰۷۶	۰/۲۷۴۴	۰/۴۴۶۸	جمهوری کنگو
۰/۱۸۴۰	۱/۳۸۹۰	۱/۶۱۴۸	۲/۰۹۲۷	اکوادور
۰/۰۵۵۴	۰/۰۳۹۴	۰/۰۴۶۱	۰/۰۶۱۳	مصر
۰/۲۱۳۰	۰/۳۰۲۴	۰/۴۰۸۴	۰/۶۶۲۵	گینه استوایی
۰/۰۸۵۱	۰/۲۳۸۰	۰/۳۲۵۷	۰/۵۴۰۷	گابن
۰/۳۲۴۲	۰/۲۵۵۴	۰/۳۳۷۹	۰/۵۲۵۵	ایران
۰/۱۲۰۹	۱/۵۵۹۶	۱/۷۹۲۵	۲/۲۲۹۸	عراق
۰/۱۱۵۶	۰/۰۹۶۰	۰/۱۱۹۱	۰/۱۷۴۴	اندونزی
۰/۱۵۶۹	۰/۳۷۵۷	۰/۵۰۷۷	۰/۹۱۴۵	قزاقستان
۰/۰۴۳۳	۰/۱۷۹۰	۰/۲۳۵۶	۰/۳۷۰۱	کویت
۰/۱۲۸۸	۰/۱۳۳۳	۰/۱۷۱۱	۰/۲۶۲۱	لیبی
۰/۰۸۸۴	۰/۱۶۶۳	۰/۲۱۸۰	۰/۳۳۲۳	مالزی
۰/۱۸۰۱	۱/۲۶۳۷	۱/۵۵۲۱	۲/۰۶۵۸	مکزیک
۰/۱۶۳۶	۱/۳۹۶۳	۱/۶۶۹۳	۲/۱۵۷۹	نیجریه
۰/۱۲۴۵	۲/۰۲۲۷	۲/۴۰۳۸	۲/۸۷۸۷	نروژ
۰/۱۷۸۶	۰/۳۰۷۵	۰/۴۱۲۰	۰/۶۶۶۳	عمان
۰/۰۲۲۳	۱/۰۴۸۲	۱/۳۷۳۸	۱/۹۱۲۲	قطر
۰/۰۴۸۸	۰/۱۹۴۸	۰/۲۵۱۵	۰/۳۹۵۵	روسیه
۰/۰۴۱۶	۰/۱۹۸۹	۰/۲۵۳۴	۰/۳۸۸۰	عربستان سعودی
۰/۰۶۲۵	۰/۰۸۱۸	۰/۱۰۲۸	۰/۱۵۷۸	سودان
۰/۰۹۲۴	۱/۴۵۵۱	۱/۷۰۵۷	۲/۱۷۰۵	ترینیداد و توباگو
۰/۱۹۸۴	۰/۵۳۱۰	۱/۰۵۳۳	۲/۰۴۱۴	ترکمنستان
۰/۱۷۳۹	۱/۳۷۴۵	۱/۶۵۲۸	۲/۱۵۷۶	امارات متحده عربی
۰/۰۳۸۷	۰/۵۵۳۵	۰/۷۸۳۷	۱/۲۲۴۲	انگلستان
۰/۱۶۱۸	۱/۳۸۴۱	۱/۶۲۵۸	۲/۰۷۴۷	ونزوئلا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی رفتار مانایی ردپای بوم‌شناختی در مقابل شوک‌های دائمی و موقتی، مؤلفه‌های جداگانه‌ای برای شناسایی هردوی شکست‌های تیز و هموار در مدل گنجانده شد

ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط زیست در کشورهای صادرکننده نفت: ... دانشمند و همکار | ۱۴۵

و در نتیجه، آزمون ریشه‌واحد در مدل رابطه (۱) با شناسایی هردوی شکست‌های تیز و هموار برآورد شد. در برآورد رابطه (۱)، مقادیر بحرانی با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو و با استفاده از ۲۰۰۰۰ تکرار محاسبه می‌شود. علاوه بر آن تعداد شکست‌ها و تعداد فرکانس‌ها در برآورد رابطه (۱) نیز به دلیل فرکانس سالانه مجموعه داده‌ها تا حداکثر مقدار ۵ تنظیم می‌شود.

همانطور که در پانل (الف) جدول (۱) مشاهده می‌شود، آماره آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۰۴) مقدار ۲۵/۷۷۴ را با مقدار احتمال ۰/۰۰۰ نشان می‌دهد که بیانگر این است که امکان رد فرضیه صفر عدم وابستگی مقطعی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برای ردپای بوم‌شناختی وجود دارد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به طور کلی، در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌های پانل ردپای بوم‌شناختی در کشورهای صادرکننده نفت، وابستگی مقطعی وجود دارد، ولی با نگاهی به نتایج آزمون مانایی پانل می‌توان دریافت که آماره آزمون برای هر دو واریانس همگن و ناهمگن در بلندمدت پایین‌تر از مقادیر بحرانی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد است.

این نتیجه به این معنی است که برای همه کشورهای صادرکننده نفت به کار برده شده در این پژوهش نمی‌توان فرضیه صفر عدم وابستگی مقطعی را رد کرد. برای در نظر گرفتن این وابستگی مقطعی در کل مقاطع، مقادیر بحرانی آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار با استفاده از تکنیک‌های خودراه‌انداز<sup>۱</sup> محاسبه می‌شوند که توسط مادالا و وو<sup>۲</sup> (۱۹۹۹) پیشنهاد می‌شود.

علاوه بر این نتایج نشان می‌دهند که فرضیه صفر آزمون مانایی تحت هر دو فرض واریانس بلندمدت همگن و واریانس بلندمدت ناهمگن رد نمی‌شود، به این معنی که برآورد به دست آمده از آزمون مانایی پانل، ردپای بوم‌شناختی را به عنوان متغیری توصیف می‌کند که بعد از وقوع یک شوک قادر است به مقدار میانگین خود بازگردد. با این تفاسیر تحت هر دو فرض واریانس بلندمدت همگن و ناهمگن، آثار شوک‌ها بر ردپای بوم‌شناختی موقتی است.

---

۱. Bootstrapping Distribution: بوت استرپ شکل توزیع نمونه را با شبیه‌سازی آزمون‌های تکراری بر اساس داده‌هایی که مشاهده کرده‌ایم، برآورد می‌کند و از طریق شبیه‌سازی، مقادیر انحراف معیار را به دست می‌آورد و اریب‌ها را پیش‌بینی می‌کند (کولسا و همکاران، ۲۰۱۵).

2. Maddala & Wu (1999)

نتایج آزمون مانایی تک متغیره در پانل (ب) جدول (۱) ارائه شده است. در آزمون مانایی کاریون سیلوستر و همکاران (۲۰۰۵)، متغیرها باید از نظر مقطعی مستقل باشند تا آماره آزمون به درستی محاسبه شود. در نتیجه برای غلبه بر این مشکل، توزیع آماره آزمون مانایی کاریون سیلوستر و همکاران (۲۰۰۵) با استفاده از تکنیک‌های خودرأه‌انداز محاسبه می‌شود.

## ۲-۵. تفسیر نتایج

باتوجه به نتایج جدول (۱)، در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد به جز کشورهای کانادا، جمهوری کنگو، مصر، ایران و اندونزی بقیه کشورهای صادرکننده نفت در سری پانل ردپای بوم‌شناختی رفتار مانا از خود نشان می‌دهند. به عبارت دیگر، نتایج تجربی نشان می‌دهند که سری ردپای بوم‌شناختی ۸۵ درصد از کل جامعه آماری یعنی ۲۸ کشور از ۳۳ کشور پس از وقوع یک شوک به میانگین یا روند اصلی خود باز می‌گردند و سری ردپای بوم‌شناختی ۵ کشور کانادا، جمهوری کنگو، مصر، ایران و اندونزی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد رفتار بازگشت به میانگین از خود نشان نمی‌دهند. نتایج آزمون مانایی تک متغیره ردپای بوم‌شناختی با در نظر گرفتن اینکه در آزمون مانایی تک متغیره با شکست‌های تیز و هموار تأیید فرضیه صفر دلالت بر مانایی سری دارد، توجیه می‌شود.

مانایی یک سری به این معنی است که میانگین و واریانس آن طی زمان ثابت است و در نتیجه می‌توان از رفتار گذشته آن سری برای پیش‌بینی حرکات آینده آن استفاده کرد. با توجه به این حقیقت، یافته‌های پژوهش حاضر، رفتار بازگشت به میانگین را برای متغیر ردپای بوم‌شناختی در اغلب کشورهای صادرکننده نفت تأیید می‌کنند، به عبارت دیگر، آثار شوک‌ها در اغلب کشورها موقتی هستند.

در نتیجه با استفاده از نتایج آزمون مانایی تک متغیره، می‌توان استدلال کرد که هنگامی که با یک سری مانا مواجه باشیم، شوک‌ها در طول زمان با یک نرخ کاهنده بر آن سری تأثیر می‌گذارند، در معنای اقتصادسنجی این معادل با تعریف فرآیند بازگشت به میانگین است، به عبارت دیگر، این سری حول مقدار انتظاری خود در نوسان است و شوک‌ها تأثیر دائمی بر سری نمی‌گذارند (نلسون و پلوسر<sup>۱</sup>، ۱۹۸۲). متداول‌ترین علت نقض مانایی یک

1. Nelson & Plosser (1982)

روند در میانگین است که می‌تواند به دلیل وجود یک ریشه واحد یا یک روند معین باشد. در مورد وجود ریشه واحد شوک‌های تصادفی اثرات دائمی دارند و این فرآیند به میانگین خود باز نمی‌گردد (گالتون<sup>۱</sup>، ۱۸۸۶).

در اینجا موضع سیاست‌گذاری نیز باید از نظر تأثیر موقتی یا دائمی در نظر گرفته شود، زیرا در صورت مانایی، همه شوک‌ها دارای آثار موقتی نخواهند بود، به این معنی که، فقط شوک‌های گذرا (به عنوان مثال شوک‌هایی که هدف آن‌ها تغییر حجم متغیر مربوطه است) آثار موقتی خواهند داشت، ولی در صورت عدم مانایی حتی شوک‌های گذرا نیز آثار دائمی دارند (بلبوته و پیرا<sup>۳</sup>، ۲۰۱۷).

از آنجایی که در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد آثار شوک‌ها بر متغیر ردپای بوم‌شناختی در کشورهای کانادا، جمهوری کنگو، مصر، ایران و اندونزی که رفتار مانایی از خود نشان نمی‌دهند، دائمی است، می‌توان گفت که پس از وقوع یک شوک بر ردپای بوم‌شناختی این کشورها آثار آن شوک موجب بروز تغییرات دائمی در سطح میانگین سری خواهند شد. در سطح معنی‌داری ۵ درصد نیز فرضیه صفر آزمون مانایی تک متغیره با شکست‌های تیز و هموار برای کشورهای کانادا، جمهوری کنگو و مصر رد شد که نشان از آثار دائمی شوک‌های وارد بر ردپای بوم‌شناختی در این ۳ کشور دارد.

با توجه به نتایج آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار و همچنین با توجه به آنکه برای ۸۵ درصد از کشورهای صادرکننده نفت در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد فرآیند مانایی تأیید شد و در سطح معنی‌داری ۵ درصد نیز ۸۸ درصد از کشورها رفتار مانایی نشان دادند، می‌توان در پاسخ به پرسش پژوهش گفت که شوک‌ها بر ردپای بوم‌شناختی کشورهای صادرکننده نفت آثار موقتی دارند.

مقادیر متغیر  $F$  و مقادیر بحرانی آن در پانل (الف) جدول (۲) ارائه شده است. پس از جستجوی شبکه‌ای،  $K^*$  برای نمایش فرکانس بهینه برای هر کشور استفاده شد.

---

۱. اصطلاح بازگشت به میانگین اصطلاحی است که در غالب موارد در بازارهای مالی از آن استفاده می‌شود. در آمار، اصطلاح «بازگشت به میانگین» معنای متفاوتی از «بازگشت به میانگین» در امور مالی دارد. در آمار یک فرآیند مانا یا یک فرآیند به شدت مانا یک فرآیند تصادفی است که توزیع احتمال مشترک بدون قید و شرط آن با جابه‌جایی در زمان تغییر نمی‌کند (گالتون، ۱۸۸۶).

2. Galton (1886)

3. Belbute & Pereira (2017)

جدول ۲. نتایج برآورد تابع روند در مدل رابطه (۱)

پانل (الف): نتایج برای فرکانس بهینه $(K^*)$ و آماره F و مقادیر بحرانی آن					
کشورها	۹۹درصد	۹۵درصد	۹۰درصد	آماره F	فرکانس بهینه
الجزایر	۳/۲۹۷۹	۲/۶۲۱۰	۲/۲۶۹۲	۲/۱۲۹۸	۴/۰۰۰۰
آنگولا	۴/۱۵۱۳	۳/۲۵۱۰	۲/۷۶۵۴	۱/۰۱۸۸	۱/۰۰۰۰
جمهوری آذربایجان	۴/۴۴۴۲	۳/۵۴۰۳	۲/۲۰۵۷	۷/۷۲۳۲	۲/۰۰۰۰
برزیل	۴/۱۵۱۳	۳/۲۵۱۰	۲/۷۶۵۴	۱/۸۳۵۲	۱/۰۰۰۰
کانادا	۴/۰۹۷۹	۳/۵۴۲۴	۲/۹۰۷۰	۰/۰۵۶۵	۵/۰۰۰۰
جمهوری چاد	۵/۴۲۸۱	۳/۴۲۱۶	۲/۸۵۸۰	۴/۱۶۷۳	۱/۰۰۰۰
چین	۴/۱۵۱۳	۳/۲۵۱۰	۲/۷۶۵۴	۱/۶۱۰۵	۱/۰۰۰۰
کلمبیا	۳/۴۷۶۷	۲/۶۴۸۰	۲/۱۰۴۱	۴/۹۸۰۹	۳/۰۰۰۰
جمهوری کنگو	۴/۵۵۹۳	۳/۳۲۸۵	۱/۹۷۶۷	۶/۳۲۸۹	۲/۰۰۰۰
اکوادور	۳/۴۷۶۷	۲/۶۴۸۰	۲/۱۰۴۱	۱/۰۱۶۲	۳/۰۰۰۰
مصر	۵/۵۱۹۸	۲/۷۶۳۹	۱/۸۴۶	۱۹/۹۶۸۳	۲/۰۰۰۰
گینه استوایی	۳/۳۷۹۲	۲/۶۸۶۴	۲/۳۷۵۹	۱/۲۵۷۳	۴/۰۰۰۰
گابن	۳/۳۱۶۰	۲/۷۲۴۷	۲/۰۸۸۵	۴/۸۲۴۴	۳/۰۰۰۰
ایران	۳/۳۰۹۰	۲/۴۰۵۲	۱/۹۳۹۶	۰/۰۹۵۰	۳/۰۰۰۰
عراق	۴/۵۳۰۴	۳/۳۹۸۸	۲/۶۷۲۳	۱/۰۱۹۰	۲/۰۰۰۰
اندونزی	۵/۱۹۰۱	۳/۴۱۸۷	۲/۷۵۲۹	۷/۳۳۱۷	۲/۰۰۰۰
قزاقستان	۳/۹۷۴۸	۳/۶۴۶۰	۲/۸۹۱۹	۰/۷۴۷۵	۵/۰۰۰۰
کویت	۴/۱۵۱۳	۳/۲۵۱۰	۲/۷۶۵۴	۱/۶۸۰۱	۱/۰۰۰۰
لیبی	۳/۲۸۱۴	۲/۶۷۲۷	۲/۳۲۰۴	۰/۸۷۱۴	۴/۰۰۰۰
مالزی	۳/۴۹۱۴	۲/۸۷۳۸	۲/۱۵۱۰	۱/۱۶۹۶	۴/۰۰۰۰
مکزیک	۳/۲۹۷۹	۲/۶۲۱۰	۲/۲۶۹۲	۲/۱۰۹۱	۴/۰۰۰۰
نیجریه	۳/۲۹۷۹	۲/۶۲۱۰	۲/۲۶۹۲	۱/۷۹۷۳	۴/۰۰۰۰
نروژ	۴/۵۳۰۴	۳/۳۹۸۸	۲/۶۷۲۳	۱/۲۵۹۷	۲/۰۰۰۰
عمان	۳/۴۸۹۳	۲/۷۲۳۱	۱/۶۹۰۷	۰/۷۴۵۵	۳/۰۰۰۰
قطر	۳/۴۷۶۷	۲/۶۴۸۰	۲/۱۰۴۱	۳/۰۱۶۲	۳/۰۰۰۰
روسیه	۴/۱۵۱۳	۳/۲۵۱۰	۲/۷۶۵۴	۱/۰۱۹۷	۱/۰۰۰۰
عربستان سعودی	۴/۱۵۱۳	۳/۲۵۱۰	۲/۷۶۵۴	۱/۰۲۶۲	۱/۰۰۰۰
سودان	۴/۲۷۴۲	۳/۲۸۱۵	۲/۶۰۷۸	۰/۸۵۹۰	۱/۰۰۰۰

ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط زیست در کشورهای صادرکننده نفت: ... | دانشمند و همکار | ۱۴۹

۳/۰۰۰۰	۱/۰۴۳۶	۲/۱۰۴۱	۲/۶۴۸۰	۳/۴۷۶۷	ترینیداد و توباگو
۳/۰۰۰۰	۱/۷۷۱۲	۲/۱۰۴۱	۲/۶۴۸۰	۳/۴۷۶۷	ترکمنستان
۵/۰۰۰۰	۱/۷۹۱۸	۲/۶۸۸۱	۳/۵۲۰۴	۴/۶۶۲۴	امارات متحده عربی
۲/۰۰۰۰	۱/۹۸۳۷	۲/۶۷۲۳	۳/۳۹۸۸	۴/۵۳۰۴	انگلستان
۳/۰۰۰۰	۱/۰۲۴۸	۲/۱۰۴۱	۲/۶۴۸۰	۳/۴۷۶۷	ونزوئلا
پانل (ب): نتایج تاریخ شکست‌های ساختاری					
تاریخ شکست‌ها					کشورها
.	.	.	.	.	الجزایر
.	.	.	.	.	آنگولا
۱۹۷۳	.	.	.	.	جمهوری آذربایجان
.	.	.	.	.	برزیل
۲۰۱۲	.	.	.	.	کانادا
۲۰۰۷	.	.	.	.	جمهوری چاد
.	.	.	.	.	چین
.	.	.	.	.	کلمبیا
۱۹۷۵	.	.	.	.	جمهوری کنگو
.	.	.	.	.	اکوادور
۱۹۶۵	۱۹۷۵	۱۹۸۰	۱۹۹۰	۲۰۰۴	مصر
۱۹۶۹	.	.	.	.	گینه استوایی
۱۹۷۲	.	.	.	.	گابن
۱۹۹۳	۲۰۰۵	.	.	.	ایران
.	.	.	.	.	عراق
۱۹۸۷	۲۰۱۰	.	.	.	اندونزی
۲۰۱۱	.	.	.	.	قزاقستان
.	.	.	.	.	کویت
۱۹۸۴	۱۹۸۹	۲۰۱۰	.	.	لیبی
۱۹۹۰	۱۹۹۶	۲۰۰۳	.	.	مالزی
.	.	.	.	.	مکزیک
.	.	.	.	.	نیجریه
.	.	.	.	.	نروژ
۱۹۶۸	.	.	.	.	عمان

قطر	۰	۰	۰	۰	۰
روسیه	۰	۰	۰	۰	۰
عربستان سعودی	۰	۰	۰	۰	۰
سودان	۲۰۱۰	۰	۰	۰	۰
ترینیداد و توباگو	۰	۰	۰	۰	۰
ترکمنستان	۰	۰	۰	۰	۰
امارات متحده عربی	۰	۰	۰	۰	۰
انگلستان	۰	۰	۰	۰	۰
ونزوئلا	۰	۰	۰	۰	۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با نگاهی به پانل (ب) جدول (۲) می‌توان دریافت که با توجه به پراکندگی تاریخ شکست‌ها حدود ۴۳ درصد از کشورها شکست‌ساختاری را در ردپای بوم‌شناختی خود شناسایی کرده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که کشور مصر با حداکثر شکست تعیین شده برای شناسایی، ۵ شکست‌ساختاری را در ردپای بوم‌شناختی خود شناسایی کرده است. علاوه بر آن نتایج گویای این هستند که آزمون مانایی پانل برای متغیر ردپای بوم‌شناختی در کشورهای لیبی و مالزی ۳ شکست را به ترتیب در تاریخ‌های ۱۹۸۴، ۱۹۸۹، ۲۰۱۰ و ۱۹۹۰، ۱۹۹۶، ۲۰۰۳ شناسایی می‌کند. در سه دهه ۱۹۸۰، ۱۹۹۰ و ۲۰۱۰ نیز به ترتیب در تاریخ‌های ۱۹۹۳ و ۲۰۰۵ برای کشور ایران و در تاریخ‌های ۱۹۸۷ و ۲۰۱۰ برای کشور اندونزی ۲ شکست در مسیر ردپای بوم‌شناختی شناسایی شد. همچنین آزمون مانایی پانل برای متغیر ردپای بوم‌شناختی در کشورهای جمهوری آذربایجان در تاریخ ۱۹۷۳، کانادا در تاریخ ۲۰۱۲، جمهوری چاد در تاریخ ۲۰۰۷، جمهوری کنگو در تاریخ ۱۹۷۵، گینه استوایی در تاریخ ۱۹۶۹، گابن در سال ۱۹۷۲، قزاقستان در سال ۲۰۱۱ و کشورهای عمان و قطر به ترتیب در دو تاریخ ۱۹۶۸ و ۲۰۱۰، ۱ شکست‌ساختاری را نشان می‌دهد. همانطور که در بخش مقدمه از پژوهش حاضر اشاره شد، بروز شکست‌های تیز و هموار به وقوع شوک‌هایی اشاره می‌کند که به طور مستقیم یا غیر مستقیم منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شوند. با توجه به تاریخ‌های شناسایی شده از شکست‌ها در سری ردپای بوم‌شناختی کشورها، انواع شوک را می‌توان مورد بررسی قرار داد که مسیر شاخص را تا حد زیادی منحرف کرده‌اند.



بررسی تاریخ شکست‌های ساختاری سری ردپای بوم‌شناختی این کشورها به شناخت هرچه بیشتر علل شکست‌های شناسایی شده کمک خواهد کرد. همان‌طور که پیش‌تر به تفسیر پرداخته شد، یافته‌های پژوهش نمایانگر نامانایی سری ردپای بوم‌شناختی کشور ایران در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد است، بنابراین ضرورت اجرای دائمی سیاست‌های زیست‌محیطی در این کشور بیش از باقی کشورهای صادرکننده نفت است. تاریخ‌های ۱۹۹۳ و ۲۰۰۵ که مرتبط با شکست ساختاری شناسایی شده در ردپای بوم‌شناختی کشور ایران هستند، به ترتیب نشان‌دهنده وقوع شوک‌های تأثیرگذار بر تخریب محیط‌زیست هستند. با توجه به نتایج به دست آمده از تاریخ شکست‌های هر کشور می‌توان نحوه تأثیرگذاری شوک‌های مؤثر بر ردپای بوم‌شناختی هر کشور را ارزیابی کرد.

با تمام این تفاسیر، می‌توان نوع شوک‌ها و تعداد شکست‌های شناسایی شده، مانایی یا عدم مانایی و در نتیجه موقتی یا دائمی بودن شوک‌های وارد بر ردپای بوم‌شناختی را از نتایج این پژوهش استخراج کرد. علیرغم اینکه آزمون مانایی پانل با شکست‌های تیز و هموار تنها ۲ تاریخ ۱۹۹۳ و ۲۰۰۵ را به عنوان تاریخ‌های شکست برای کشور ایران در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۶۱ شناسایی نموده است، نتایج جدول (۱) حاکی از تغییر غیر قابل بازگشت اوضاع محیط‌زیست ایران پس از وقوع هر شوک است.

با توجه به این تفاسیر و نحوه عملکرد متغیر در صورت مانایی می‌توان گفت که اگر سیاست‌گذاران با بررسی این مطالعه و پژوهش‌های انجام شده در گذشته و همچنین پژوهش‌های آتی، مسیر شاخص ردپای بوم‌شناختی را به عنوان نماینده‌ای برای تخریب محیط‌زیست دنبال کنند و براساس آن سیاست‌های مناسب را طراحی و اجرا نمایند، احیای محیط‌زیست در رویارویی با انواع شوک‌ها، فرآیند سریع‌تر و کاراتری خواهد داشت. یافته‌های آزمون مانایی تک متغیره پانل کاریون سیلستر و همکاران (۲۰۰۵)، می‌تواند اطلاعات ارزشمندی را در اختیار سیاست‌گذاران کشورهای صادرکننده نفت قرار دهد تا سیاست‌های مناسب را به صورت جداگانه طراحی کنند.

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در طول سالیان گذشته، ویژگی‌های تصادفی تخریب محیط‌زیست برای تعیین آثار سیاست‌های اجرایی علیه گرمایش جهانی و تغییر اقلیم مورد بررسی قرار گرفته‌اند. این مطالعه در رویکردی منحصر به فرد حوزه‌ای از اقتصاد جهان را در نظر می‌گیرد که غالباً

درآمدهای نفتی برای دوام اقتصاد آن‌ها حیاتی می‌باشند. نتایج حاصل از پژوهش حاضر مانایی ردپای بوم‌شناختی را در کشورهای صادرکننده نفت تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، ردپای بوم‌شناختی کشورهای صادرکننده نفت در مواجهه با شوک‌ها قابل احیا هستند. ابزارهای مبتنی بر بازار یکی از سیاست‌های دولت در زمان تصویب مقررات زیست‌محیطی مؤثر است. در مقابل کارایی چنین ابزارهایی نقطه ضعف آنها نفوذ آهسته در جوامع است که ممکن است به علت درک نادرست عموم مردم از این ابزارها باشد. همواره صنایع و جوامع در برابر سیاست‌های سخت‌گیرانه زیست‌محیطی مقاومت نشان می‌دهند. دلیل این مقاومت نیز ترس تأثیر چنین سیاست‌هایی بر اشتغال و رفاه اقتصادی است (تابلر<sup>۱</sup>، ۲۰۱۷). مزایای ابزارهای مبتنی بر بازار نیز معمولاً برای مصرف‌کنندگان قابل مشاهده نیست، در حالی که هزینه‌های آن‌ها آشکار است. از این رو آگاهی در ارتباط با هزینه‌ها و مزایای زیست‌محیطی از مقاومت افراد در رابطه با پذیرش سیاست می‌کاهد (استاوینز<sup>۲</sup>، ۱۹۹۸).

از این رو اگر سیاست‌گذاران تصمیم بگیرند که ردپای بوم‌شناختی ۵ کشور کانادا، جمهوری کنگو، مصر، ایران و اندونزی را کاهش دهند با مقاومت زیادی از سمت عموم و فعالان صنعت مواجه نخواهند شد، زیرا در این کشورها سیاست‌های حفاظت از محیط‌زیست یا به عبارت دیگر، مداخله دولت در جهت وضع این سیاست‌ها دائمی و مؤثر خواهند بود. در مقابل مداخله دولت در بقیه کشورهای صادرکننده نفت مؤثر نخواهد بود ولی می‌توان درباره حرکات آینده ردپای بوم‌شناختی با توجه به رفتار گذشته آن، آینده‌نگری کرد.

دستیابی به سطح بهینه تعادل به دلیل آثار جانبی زیست‌محیطی، بدون دخالت دولت دشوار است. عدم دخالت (حداقل دخالت) دولت باعث تخریب بیش‌ازحد محیط‌زیست می‌شود. با توجه به دائمی بودن آثار شوک‌های مخرب در ایران نیز سیاست‌گذاران ملزم به طراحی سیاست‌های مؤثر برای کاهش وخامت محیط‌زیست و حرکت به سمت تعادل بهینه هستند. در نتیجه، تصمیم‌گیری در مورد آثار شوک (پیامدهای سیاست) بر شاخص‌های بوم‌شناختی هنگام طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی مؤثر بسیار مهم است. با توجه به یافته‌های مطالعه، کیفیت محیط‌زیست در کشور ایران را می‌توان از طریق سیاست‌هایی بهبود بخشید که باعث کاهش سوخت‌های فسیلی و حمایت از انرژی‌های

1. Tobler (2017)

2. Stavins (1998)

تجدیدپذیر می‌شوند. علاوه بر این افزایش آگاهی افراد درباره مشکلات زیست‌محیطی مهم است. افراد باید باور داشته باشند که با تغییر نگرش می‌توانند به محیط‌زیستی بهتر کمک کنند. سیاست‌گذاران کشور ایران نیز باید در تصمیم‌گیری‌های سیاستی و اجرایی خود بخش محیط‌زیست را در اولویت دستور کار قرار دهند زیرا یافته‌های پژوهش حاضر نمایانگر این است که پیامد هر سیاست نادرست محیط‌زیست ایران را در یک نقطه غیرقابل بازگشت به سطح بهینه قرار می‌دهد.

در نتیجه، مطالعه حاضر بستری برای فرصت‌های تحقیقاتی آینده فراهم می‌کند. به همین ترتیب در بررسی‌های آتی علاوه بر بررسی تخریب محیط‌زیست به واسطه شاخص ردپای بوم‌شناختی برای سایر کشورها می‌توان به بررسی پایداری محیط‌زیست پرداخت. همچنین می‌توان یافته‌ها را با مطالعات آتی و با استفاده از روش‌های مختلف و جدیدتر مقایسه کرد. باید توجه کرد که یافته‌های هر پژوهش بسته به نوع حوزه اقتصادی مورد بررسی ممکن است یکدیگر را تأیید یا نقض کنند. بنابراین با توجه به عوامل تأثیرگذار در محاسبه مانایی ردپای بوم‌شناختی در هر حوزه اقتصادی نمی‌توان انتظار داشت که نتایج همواره یکدیگر را تأیید کنند.

## ۷. تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

## ORCID

Arian Daneshmand



<https://orcid.org/0000-0002-5668-5171>

Mojgan Rostamirad



<https://orcid.org/0000-0002-5259-3034>

## References

- Ahmed, M., Khan, A. M., Bibi, S. & Zakaria, M. (2017). Convergence of per capita CO2 emissions across the globe: Insights via wavelet analysis. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 75, 86-97. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.10.053>
- Aldy, J. E. (2006). Per capita carbon dioxide emissions: Convergence or divergence? *Environmental and Resource Economics*, 33(4), 533-555. <https://doi.org/10.1007/s10640-005-6160-x>
- Arnas, N. (2009). *Fighting Chance Global Trends and Shocks in the National Security Environment National Defense UN*. Washington, D.C: Potomac Books.

- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T. & Wu, T. (2014). Revisiting purchasing power parity in African countries: Panel stationary test with sharp and smooth breaks. *Applied Financial Economics*, 24(22), 1429-1438. DOI:10.1080/09603107.2014.925068
- Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66, 47-78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2004). A General Test for Time Dependence in Parameters. *Journal of Applied Econometrics*, 19, 899-906. <https://doi.org/10.1002/jae.751>
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Belbute, J. M. & Pereira, A. M. (2017). Do global CO2 emissions from fossil-fuel consumption exhibit long memory? A fractional-integration analysis. *Applied Economics*, 49(40), 4055-4070. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1273508>
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Sanso, A. & Artís, M. (2001): Cointegration and Structural Breaks. Working paper. Department of Econometrics, Statistics and Spanish Economy. University of Barcelona.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Del Bario-Castro, T. & Lopez-Bazo, E. (2005). Breaking the Panels: An Application to the GDP per Capita. *Econometrics Journal*, 8, 159-175. DOI:10.1111/j.1368-423X.2005.00158.x
- Choudhary, M.P. & Chauhan, G.S. (2015). Environmental Degradation: Causes, Impacts and Mitigation. Conference Paper. Retrieved from <https://www.researchgate.net/publication/279201881>
- Christidou, M., Panagiotidis, T. & Sharma, A. (2013). On the stationarity of per capita carbon dioxide emissions over a century, *Econ. Modell*, 33, 918-925. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.05.024>
- Colburn, K., Gerhard, J., Moskovitz, D. & Schultz, R. (2013). Integrating Energy and Environmental Policy. Retrieved from <http://www.raponline.org/wp-content/uploads/2016/05/rap-colburngerhard-integratingenergyenvironmentalpolicy-2012-dec-31.pdf>
- Conservation Energy Future (CEF). (2016). *What is environmental degradation?* Retrieved from <https://www.conserve-energy-future.com/causes-and-effects-of-environmental-degradation.php>
- Desmond McCarthy, F. & Dhareshwar, A. (1992). *Economic Shocks and the Global Environment*. Washington, D.C, United States: International Economic analysis and Prospects. Retrieved from <http://documents.worldbank.org/curated/en/893921468758154823/Economic-shocks-and-the-global-environment>

- Enders, w., Lee, J. (2012a). A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks. *Oxf. Bull. Econ. Stat.*, 74(4), 574-599. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>
- Enders, W. & Lee, J. (2012b). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Econ. Lett.*, 117 (1), 196-199. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- Gallant, A. R. (1981). On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the flexible Fourier form, *Journal of Econometrics*, 15(2), 211-245. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90115-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90115-9)
- Galton, F. (1886). Regression Towards Mediocrity in Hereditary Stature. *The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*. 15, 246-263. doi:10.2307/2841583 JSTOR2841583
- Gil-Alana, L., Cunado, J. & Gupta, R. (2015). Persistence, mean-reversion, and nonlinearities in CO2 emissions: The cases of China, India, UK and US. University of Pretoria Department of Economics Working Paper Series, 28. [http://www.up.ac.za/media/shared/61/WP/wp\\_2015\\_28.zp54593.pdf](http://www.up.ac.za/media/shared/61/WP/wp_2015_28.zp54593.pdf)
- Glynn, J., Nelson, P. & Reetu, V. (2007). Unit root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications. *REVISTA DE METODOS CUANTITATIVOS PARA LA ECONOMIA Y LA EMPRESA*, 3, 63-79.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data. *Econometrics Journal*, 3, 148-161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Hansen, B.E. (2001). The New Econometrics of Structural Changes: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 117-128. DOI:10.1257/jep.15.4.117
- Heil, M. T. & Selden, T. M. (1999). Panel stationarity with structural breaks: Carbon emissions and GDP. *Applied Economics Letters*, 6(4), 223-225. <https://doi.org/10.1080/135048599353384>
- Hertwich, E.G., Gibon, T., Bouman, E.A., Arvesen, A., Suh, S., Heath, G.A., Bergesen, G.D., Ramirez, A., Vega, M.I. & Shi, L. (2015). Integrated life-cycle assessment of electricity-supply scenarios confirms global environmental benefit of low-carbon technologies. *Proc. Natl. Acad. Sci.*, 112(20), 6277-6282. <https://doi.org/10.1073/pnas.1312753111>
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)
- Kohl, W.L. (2004). National Security and Energy. *Encyclopedia of Energy*. 193-206. <https://doi.org/10.1016/B0-12-176480-X/00494-0>
- Kulesa, A., Krzywinski, M., Blainey, P. & Altman, N. (2013). Sampling distributions and the bootstrap. *Nature Methods*, 12, 477-478. <https://doi.org/10.1038/nmeth.3414>

- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shih, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit root? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lee, C. C. & Chang, C. P. (2008). New evidence on the convergence of per capita carbon dioxide emissions from panel seemingly unrelated regressions augmented Dickey–Fuller tests. *Energy*, 33(9), 1468-1475. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2008.05.002>
- Lee, C. C. & Chang, C. P. (2009). Stochastic convergence of per capita carbon dioxide emissions and multiple structural breaks in OECD countries. *Economic Modelling*, 26(6), 1375-1381. DOI:10.17015/ejbe.2016.018.07
- Lee, J., Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Rev. Econ. Stat.* 85 (4), 1082e1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>.
- Li, J.P., Ranjbar, O., & Chang, T. (2015). Unemployment Hysteresis in PIIGS Countries: A New Test with Both Sharp and Smooth Breaks. *The Singapore Economic Review*, 60(4), 1550078, 1-1550078, 13. <https://doi.org/10.1142/S0217590815500782>
- Lumsdaine, R.L., & Papell, D.H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218. <https://doi.org/10.1162/003465397556791>
- Maddala, G.S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit roots tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631–652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Nelson, Ch.R. & Plosser, Ch.I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Nordstrom, M. (2018). On the Use of Integer and Fractional Flexible Fourier Form Dickey-Fuller Unit root tests. Retrieved from <http://lup.lub.lu.se/luur/download?func=downloadFile&recordOId=8935950&fileOId=8935951>
- O'Rourke, D. & Connolly, S. (2003). Just Oil? The Distribution of Environmental and Social Impacts of Oil Production and Consumption. *Annual Review of Environment and Resources*, 28(1), 587-617. <https://doi.org/10.1146/annurev.energy.28.050302.105617>
- Ozcan, B., Ulucak, R. & Dogan, E. (2019). Analyzing long lasting effects of environmental policies: evidence from low-, middle- and high-income economies. *Sustain. Cities. Soc.* 44, 130-143. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2018.09.025>

- Pearce, F. (2012). Could a Climate change Set off Volcanoes and quakes? Yale School of the Environment. Retrieved from [https://e360.yale.edu/features/could\\_a\\_changing\\_climate\\_set\\_off\\_volcanoes\\_and\\_quakes](https://e360.yale.edu/features/could_a_changing_climate_set_off_volcanoes_and_quakes)
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361–1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Perron, P. (1997). Further Evidence On Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 255-285. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00049-3](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00049-3)
- Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Empirical Economics*. 60, 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Prodan, R. (2008). Potential pitfalls in determining multiple structural changes with an application to purchasing power parity. *J. Business Econ. Stat*, 26 (1), 50–65. <https://doi.org/10.1198/073500107000000304>
- Rodrigues, P.M.M. & Taylor, R.A.M. (2012). The flexible Fourier form and local generalised least squares de-trended unit root tests. *Oxford Bull. Econ. Stat*, 74 (5), 736–759. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x>
- Santoyo-Castelazo, E. & Azapagic, A. (2014). Sustainability assessment of energy systems: integrating environmental, economic and social aspects. *Journal of Clean Production.*, 80, 119-138. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.05.061>
- Schubert, K. (2018). MACROECONOMICS AND THE ENVIRONMENT. *OFCE*. 2018/3 (N 157), 117-132. <https://www.cairn.info/revue-de-l-ofce-2018-3-page-117.htm>
- Skea, J. (1992). Environmental issues facing the oil industry. *Energy Policy*, 20(10), 950-958. [https://doi.org/10.1016/0301-4215\(92\)90182-2](https://doi.org/10.1016/0301-4215(92)90182-2)
- Solarin, S. A., & Bello, M. O. (2018). Persistence of policy shocks to an environmental degradation index: The case of ecological footprint in 128 developed and developing countries. *Ecological Indicators*, 89, 35-44. DOI:10.1016/j.ecolind.2018.01.064
- Stavins, R.N. (1998). Market-Based Environmental Policies. Discussion Paper 98-26, Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/ags/rffdps/10506.html>
- Strazicich, M. C. & List, J. A. (2003). Are CO2 emission levels converging among industrial countries?. *Environmental and Resource Economics*, 24(3), 263-271. <https://doi.org/10.1023/A:1022910701857>
- Tiwari, A. K., Kyophilavong, P. & Albulescu, C. T. (2016). Testing the stationarity of CO2 emissions series in Sub-Saharan African countries by incorporating nonlinearity and smooth breaks. *Research in International Business and Finance*, 37©, 527-540. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.01.005>

- Tobler, C. (2017). Switzerland. In: EPTA and Assessment Swiss Foundation for Technology, ed. Shaping the future of mobility: mobility pricing in Europe and beyond. Berne: TA-Swiss, 67-70.
- Ulucak, R. & Lin, D. (2017). Persistence of Policy Shocks to Ecological Footprint of The USA. *Ecological Indicators*, 80, 337-343. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.05.020>
- Westerlund, J. & Basher, S.A. (2007). Testing for Convergence in Carbon Dioxide Emissions Using a Century of Panel Data. *Environmental and Resource Economics*, 40, 109-120. <https://doi.org/10.1007/s10640-007-9143-2>
- Yilanci, V., Gorus, M. & Aydin, M. (2019). Are Shocks to Ecological Footprint in OECD Countries Permanent or Temporary?, *Journal of Cleaner Production*, 212, 270-301. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.11.299>
- Yilanci, V. & Pata, U. (2020). Are shocks to ecological balance permanent or temporary? Evidence from LM unit root tests. *Journal of Cleaner Production*, 276:124294. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124294>
- Zivot, E. & Andrews, K. (1992). Further Evidence On the Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(10), 251-270. <https://doi.org/10.2307/1391541>

---

استناد به این مقاله: دانشمند، آراین؛ رستمی راد، مژگان. (۱۴۰۰). ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط زیست در کشورهای صادرکننده نفت: دلالت‌هایی برای سیاست‌گذاری زیست‌محیطی، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۳۹ (۱۰)، ۱۲۷-۱۵۸.



Iranian Energy Economics is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.