“Symmetric And Asymmetric Causality Between Renewable Energy Consumption And GDP Growth: A Bootstrap Panel Granger Causality Approach For Developing Countries, Including Iran”

Abstract

Renewable energy is a crucial alternative energy source in terms of sustainable growth and climate change. This paper analyzes the causal relationship between renewable energy consumption and economic growth in ٢٦ developing countries over the period ١٩٩٠–٢٠٢٠. The study employs the bootstrap panel causality test developed by Konya (٢٠٠٦) to account for cross-sectional dependence. Konya’s (٢٠٠٦) method is based on seemingly unrelated regressions (SUR) and Wald tests with country-specific bootstrap critical values.

The results indicate that the causal relationship between renewable energy consumption and economic growth varies across the examined countries, manifesting both symmetric and asymmetric patterns depending on each country's specific conditions. In some countries, evidence of bidirectional causality between these two variables was observed, while in others, a unidirectional causal relationship was confirmed, either from renewable energy consumption to economic growth or vice versa. Moreover, the findings reveal that relying on aggregated data could alter the conclusions, highlighting the necessity of conducting causality analysis at the country level. These findings emphasize the impact of renewable energy policies on the economic growth of developing countries and provide valuable insights for policymakers in formulating sustainable energy strategies.

Keywords: Renewable energy, Asymmetric causality, Economic growth, Bootstrapping causality, developing countries

بررسی علیت متقارن و نامتقارن بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد تولید ناخالص داخلی: رویکرد علیت گرنجر پانلی بوت‌استرپ در کشورهای در حال توسعه (شامل ایران)

چکیده

انرژی های تجدیدپذیر یک منبع انرژی جایگزین مهم از نظر رشد پایدار و تغییرات آب و هوایی است. در این مقاله، رابطه علیت بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد تولید در ۲۶ کشور در حال توسعه که دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ را پوشش می‌دهند، تحلیل می‌شود. این مقاله از آزمون علیت پانل بوت استرپ استفاده می‌کند که توسط کونیا (۲۰۰۶) برای در نظر گرفتن وابستگی مقطعی ایجاد شده است. روش کونیا (۲۰۰۶) مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های Wald با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه علی بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی، بسته به شرایط خاص هر کشور، به‌صورت متقارن و نامتقارن متفاوت است. در برخی از کشورها، شواهدی از علیت دوطرفه بین این دو متغیر مشاهده شد، درحالی‌که در برخی دیگر، علیت یک‌طرفه از مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به رشد اقتصادی یا بالعکس تأیید گردید. همچنین، نتایج نشان داد که استفاده از داده‌های تجمیعی ممکن است باعث تغییر در استنتاج‌ها شود، که اهمیت بررسی علیت در سطح کشوری را برجسته می‌کند. این یافته‌ها تأثیر سیاست‌های انرژی تجدیدپذیر را بر رشد اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه نشان داده و می‌تواند به سیاست‌گذاران در تدوین راهبردهای پایدار انرژی کمک کند.

کلید واژه‌ها: انرژی‌های تجدیدپذیر، علیت نامتقارن، رشد اقتصادی، آزمون علیت بوت استرپ، کشورهای در حال توسعه

مقدمه

منابع انرژی از نظر توسعه اقتصادی و اجتماعی بسیار مهم هستند به گونه‌ای که پس از انقلاب صنعتی تقاضا برای منابع انرژی افزایش یافته است و این فزونی روز به روز ادامه دارد. پیشرفت های تکنولوژیکی، صنعتی شدن و افزایش جمعیت جهان از عواملی است که منجر به افزایش تقاضا برای منابع انرژی می‌شود. لذا انرژی یکی از اصلی ترین نهاده‌ها در تولید به شمار می‌رود و عنصر ضروری برای افزایش رفاه جوامع است. بیشتر انرژی مورد نیاز جهان از منابع فسیلی (زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی) تأمین می‌شود چراکه این منابع انرژی پایان‌پذیر هم به دلیل ارزان بودن و هم به دلیل پیشرفت در فناوری تولید، کاربرد گسترده‌ای یافته‌اند. اما در پی تأثیرات سوء استفاده از منابع فسیلی، تلاش‌های بین‌المللی برای جلوگیری از گرمایش جهانی ناشی از استفاده از این منابع انرژی سیاست‌هایی را تسریع کرده است که از منابع انرژی تجدیدپذیر (هیدروالکتریک، زمین گرمایی، خورشیدی، بادی، زیست توده و غیره) که پاک‌تر هستند حمایت کرده و استفاده از آن را افزایش دهند.

رابطه قوی بین مصرف انرژی، اثرات زیست محیطی و رشد از نظر توسعه وجود دارد. برای ایجاد و ثبات پایداری، افزایش استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر، کاهش آلودگی محیط زیست و استفاده بهینه از منابع انرژی ضروری است به طوریکه گازهای گلخانه‌ای تولید شده در نتیجه استفاده از منابع انرژی مبتنی بر سوخت های فسیلی باعث گرم شدن کره زمین می شوند. این وضعیت ناگزیر به تغییرات اقلیمی و کاهش تنوع زیستی منجر می‌شود. بنابراین، برای تامین نیازهای انرژی، سرمایه‌گذاری در زمینه انرژی‌های تجدیدپذیر توسط بسیاری از کشورهای جهان انجام می‌شود تا از این منابع به جای منابع انرژی تجدیدناپذیر بهره بیشتری ببرند. یکی دیگر از دلایلی که امکان توسعه منابع انرژی تجدیدپذیر را فراهم می کند، ظهور آگاهی زیست محیطی است. این آگاهی منجر به درک این موضوع می‌شود که تولید و مصرف سنتی انرژی اثرات منفی مستقیمی بر محیط زیست و منابع طبیعی در سطوح محلی، منطقه‌ای و جهانی دارد و منجر به حمایت از انرژی های تجدیدپذیر به عنوان منابع پاک شده است. اگرچه نظریه های سنتی رشد اقتصادی (EG[1]) تا حد زیادی تأثیر مصرف انرژی (EC[2]) بر EG را نادیده گرفته است، محققان تلاش های قابل توجهی برای کشف رابطه بالقوه بین EC و EG در چند دهه گذشته انجام داده‌اند (یاکواچ[3]، ۲۰۱۸). فعالیت‌های اقتصادی که عملکردهای EG و توسعه کشورها را تعیین می‌کنند، مانند تولید و مصرف، به شدت به مصرف انرژی وابسته هستند.

موضوع دیگری که استفاده از منابع تجدیدپذیر را مهم می‌کند رشد جمعیت، شهرنشینی سریع و آلودگی محیطی است که با تقاضای شدید انرژی ناشی می شود. اثرات منفی شهرنشینی سریع که به عنوان یکی از عوامل اصلی گرمایش جهانی پذیرفته شده است، با استفاده از انرژی های تجدیدپذیر تا حدودی قابل پیشگیری است. انرژی های تجدیدپذیر یک منبع انرژی داخلی

---

[1] Economic Growth
[2] Energy Consumption
[3] Jakovac

است که می تواند وابستگی به منابع انرژی خارجی را کاهش داده و ایجاد سیاست های مستقل انرژی را در سطح ملی تسهیل کند (اصلان و اوکال[۱]، ۲۰۱۶). کشورها در تلاش برای توسعه برنامه‌های استراتژیک و ایجاد تمهیداتی در بازار انرژی برای گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر با افزایش علاقه عمومی به انرژی‌های تجدیدپذیر هستند (استرونز و همکاران[۲]، ۲۰۱۶). دولت ها همچنین، در تلاش هستند تا سرمایه گذاری در انرژی های تجدیدپذیر را از طریق مشوق های مالی مانند کاهش مالیات و تسهیلات اعتباری تشویق کنند (آپرگیس و پین[۳]، ۲۰۱۴).

بر اساس گزارش بریتیش پترولیوم[۴] (۲۰۱۹)، مصرف انرژی اولیه در سال ۲۰۱۸ به میزان ۲/۹٪ افزایش یافته است که به بالاترین میزان خود از سال ۲۰۱۰ رسیده است. به گونه‌ای که در این سال همه انواع سوخت سریعتر از میانگین خود در ۱۰ سال گذشته رشد کردند. همچنین بیشترین نرخ افزایش EC در گاز طبیعی مشاهده شد، در حالی که انرژی های تجدیدپذیر دومین نرخ رشد بالاتر پس از گاز طبیعی را داشتند. علیرغم افزایش اهمیت و استفاده از انرژی های تجدیدپذیر در سال های اخیر، سهم آن در EC اولیه ۴ درصد بوده است که می توان آن را در سطح بسیار پایین در EC ارزیابی کرد (BP، ۲۰۱۹). این نشان می‌دهد که سبد انرژی همچنان تحت سلطه منابع انرژی تجدیدناپذیر است.

باوجود اینکه سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، ازجمله ایران، همچنان پایین است، بررسی رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی از چندین جهت حائز اهمیت است. اولاً، سیاست‌های بین‌المللی و توافقات زیست‌محیطی (مانند توافق پاریس) بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه را ملزم به افزایش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر کرده است. ثانیاً، در سال‌های اخیر برخی کشورهای نوظهور، مانند چین و هند، که پیش‌تر وابستگی زیادی به سوخت‌های فسیلی داشتند، با تغییر سیاست‌های انرژی خود، سرمایه‌گذاری گسترده‌ای در منابع تجدیدپذیر انجام داده‌اند. این تغییرات نشان می‌دهد که درک رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی نه‌تنها برای وضعیت کنونی، بلکه برای برنامه‌ریزی آینده نیز ضروری است.

علاوه بر این، بررسی این رابطه از منظر شوک‌های اقتصادی و تأثیرات متقارن و نامتقارن آن نیز دارای اهمیت است، چراکه سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر عمدتاً وابسته به سیاست‌های دولتی و حمایت‌های مالی است که می‌تواند در دوره‌های رشد و رکود اقتصادی متفاوت باشد.

---

[۱] Aslan & Ocal
[۲] Strunz et al
[۳] Apergis & Payne
[۴] british petroleum

علیت نامتقارن بررسی مفصلی از پیوند بین متغیرها را ارائه می‌دهد به گونه‌ای که ممکن است متغیرها پاسخ های مشابهی به شوک های مثبت و منفی ایجاد نکنند. در این زمینه، تحلیل علیت نامتقارن، رابطه علی را بین مؤلفه‌های مثبت و منفی سری نشان می‌دهد، بنابراین این تحلیل امکان کشف ارتباطات علیت نامتقارن بین متغیرها را فراهم می کند. این موضوع استحکام تجزیه و تحلیل را افزایش داده و امکان ایجاد سیاست‌های قوی تری را فراهم می کند.

در این مطالعه، برای بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی، از آزمون علیت پانل بوت استرپ کونیا (۲۰۰۶) و همچنین آزمون علیت نامتقارن یلانچی و آیدین[۱] (۲۰۱۷) برای ۲۰۲۰-۱۹۹۰ برای کشورهای در حال توسعه استفاده شده است. اگرچه روش بوت استرپ پیش‌تر در مطالعاتی مانند (اورجان و اوزترک[۲]، ۲۰۱۹) و (آپرگیس و پین، ۲۰۱۴) استفاده شده است، اما تاکنون این روش با رویکرد علیت نامتقارن برای بررسی رابطه بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه به‌کار گرفته نشده است.

ازاین‌رو، مطالعه حاضر با ترکیب روش بوت استرپ کونیا با آزمون علیت نامتقارن، رویکرد جدیدی را در بررسی این رابطه ارائه می‌دهد. این روش علاوه بر بررسی علیت کلی بین متغیرها، تأثیر شوک‌های مثبت و منفی را نیز به‌صورت جداگانه تحلیل می‌کند و امکان بررسی دقیق‌تر پویایی‌های این رابطه را فراهم می‌آورد.

این مطالعه دارای دو جنبه نوآورانه است. نخست، تمرکز بر کشورهای درحال‌توسعه که تاکنون تحقیقات کمتری در مورد تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در آن‌ها انجام شده است. با توجه به افزایش تعهدات زیست‌محیطی و تغییر سیاست‌های انرژی در این کشورها، بررسی رابطه علیت بین این متغیرها اهمیت ویژه‌ای دارد.

دومین جنبه نوآورانه، به‌کارگیری ترکیبی از روش بوت استرپ کونیا[۳] (۲۰۰۶) و آزمون علیت نامتقارن یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) است. اگرچه آزمون بوت استرپ پیش‌تر در برخی مطالعات استفاده شده است، اما مطالعه حاضر اولین پژوهشی است که این روش را با رویکرد علیت نامتقارن ترکیب کرده و آن را در کشورهای درحال‌توسعه اجرا کرده است. این امر امکان بررسی تأثیرات متقارن و نامتقارن بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی را فراهم می‌کند که تاکنون در ادبیات این حوزه کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

برای دستیابی به هدف مذکور، مقاله حاضر بدین شکل سازمان‌دهی می‌شود: بعد از مقدمه، در بخش دوم ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی می‌شود؛ در بخش سوم، روش تحقیق شامل مدل تجربی و معرفی متغیرها و داده های مورد

---

[۱] Yilanci & Aydin
[۲] Ozcan & Ozturk
[۳] konya

استفاده تشریح می‌شود؛ بخش چهارم به تجزیه و تحلیل یافته های تحقیق می‌پردازد؛ بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی اختصاص می‌یابد.

مروری بر ادبیات تحقیق

۱- مبانی نظری

از زمان تلاش پیشگام کرافت[۱] (۱۹۷۸)، تعامل بین EC و EG به طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. بیشتر مطالعات بر پیوند بین EC و EG متمرکز بودند (ساری و سویتاس[۲]، ۲۰۰۷، ولد روفائل[۳]، ۲۰۰۹، بلکه[۴]، ۲۰۱۱ و گاردینر و هاجک[۵]، ۲۰۲۰).

رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی یکی از موضوعات مهم در ادبیات اقتصادی است که از دیدگاه‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. در ادبیات سنتی، انرژی به‌عنوان یک نهاده تولیدی نقش کلیدی در فرآیند رشد اقتصادی دارد. با این حال، در دهه‌های اخیر، با افزایش نگرانی‌های زیست‌محیطی و تغییر سیاست‌های جهانی، انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان یک جایگزین پایدار برای سوخت‌های فسیلی مورد توجه قرار گرفته‌اند. در این راستا، درک چگونگی تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی و بالعکس، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

مطالعات بسیاری بر رابطه متقارن بین این دو متغیر تمرکز داشته‌اند، اما تحقیقات جدید نشان داده‌اند که این رابطه ممکن است نامتقارن باشد. به این معنا که اثر افزایش یا کاهش مصرف انرژی تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی (و برعکس) لزوماً یکسان نیست و ممکن است به عوامل مختلفی همچون شرایط اقتصادی، سیاست‌های دولتی، و شوک‌های قیمتی وابسته باشد. ازاین‌رو، بررسی علیت نامتقارن بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی، می‌تواند به درک بهتری از پویایی‌های این رابطه و ارائه سیاست‌های کارآمدتر منجر شود.

در این بخش، ابتدا مکانیسم‌های اثرگذاری انرژی تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود، سپس تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر موردبحث قرار می‌گیرد و در نهایت، دلایل نظری وجود علیت نامتقارن در این رابطه تشریح می‌شود.

---

[۱] Kraft
[۲] Sari & Soytas
[۳] Wolde-Rufael
[۴] Belke et al
[۵] Gardiner & Hajek

رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی یکی از مباحث کلیدی در اقتصاد توسعه و محیط‌زیست است. بر اساس نظریه رشد نئوکلاسیکی سولو[۱](۱۹۵۶)، رشد اقتصادی تابعی از سرمایه، نیروی کار و پیشرفت فناوری است. مصرف انرژی، به‌عنوان یک نهاده تولید، در افزایش بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی نقش اساسی دارد. در این چارچوب، انرژی‌های تجدیدپذیر نیز می‌توانند از طریق مکانیزم‌های زیر بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارند:

- افزایش بهره‌وری کل عوامل[۲] (TFP): استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به‌ویژه در صنایعی که به بهره‌وری انرژی وابسته هستند، می‌تواند هزینه‌های تولید را کاهش داده و رقابت‌پذیری اقتصادی را بهبود بخشد. مطالعاتی مانند (آپرگیس و پین، ۲۰۱۴) نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر، همراه با نوآوری‌های تکنولوژیک، می‌تواند به رشد پایدار منجر شود.
- بهبود امنیت انرژی و کاهش وابستگی به واردات انرژی: کشورهای وابسته به واردات سوخت‌های فسیلی ممکن است با استفاده از منابع تجدیدپذیر، نوسانات قیمت انرژی را کاهش دهند که این امر ثبات اقتصادی را افزایش می‌دهد (اوزترک[۳]، ۲۰۱۰).
- کاهش آثار منفی زیست‌محیطی و هزینه‌های خارجی[۴]: رشد اقتصادی در بسیاری از کشورها با مصرف انرژی‌های فسیلی همراه بوده که به آلودگی زیست‌محیطی منجر می‌شود. مدل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[۵] (EKC) بیان می‌کند که در مراحل اولیه رشد، آلودگی افزایش می‌یابد، اما پس از رسیدن به یک سطح مشخص از درآمد، کشورها سیاست‌های زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تری اتخاذ کرده و مصرف انرژی‌های پاک را جایگزین می‌کنند (گروسمن و کروگر[۶]، ۱۹۹۵).

در بسیاری از کشورها، رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه منجر به افزایش مصرف انرژی می‌شود، اما رابطه بین رشد و مصرف انرژی تجدیدپذیر می‌تواند از چندین مکانیزم عبور کند:

- افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی تجدیدپذیر: رشد اقتصادی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری دولت‌ها و بخش خصوصی در توسعه منابع انرژی تجدیدپذیر می‌شود (آچاراوچی و اوزترک[۷]، ۲۰۱۲). کشورهایی که رشد اقتصادی پایدارتری دارند، سیاست‌های یارانه‌ای برای انرژی‌های تجدیدپذیر را بیشتر مورد توجه قرار می‌دهند.

---

۱ Solow
۲ Total Factor Productivity
۳ Ozturk
۴ Externalities
۵ Environmental Kuznets curve
۶ Grossman & Krueger
۷ Acaravci & Ozturk

- تغییر ساختار مصرف انرژی با توسعه صنعتی و شهری: در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، وابستگی به سوخت‌های فسیلی بیشتر است. اما در مراحل پیشرفته‌تر توسعه، سیاست‌های حمایت از انرژی پاک افزایش یافته و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر تقویت می‌شود (سادورسکی[۱]، ۲۰۰۹).
- افزایش آگاهی عمومی و سیاست‌های زیست‌محیطی: رشد اقتصادی باعث افزایش آگاهی عمومی نسبت به تغییرات اقلیمی شده و موجب وضع قوانین سخت‌گیرانه‌تری در حوزه محیط‌زیست می‌شود (پاو و فو[۲]، ۲۰۱۳).

بر اساس مطالعات اخیر، عدم تقارن در علیت می‌تواند از دو جنبه مورد بررسی قرار گیرد:

۱- نامتقارنی در اثر شوک‌های مثبت و منفی رشد اقتصادی:

- اثر مثبت (دوره‌های رونق اقتصادی): در دوران رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر افزایش می‌یابد، زیرا دولت‌ها بودجه بیشتری برای یارانه‌های انرژی پاک در اختیار دارند و بخش خصوصی نیز به دلیل کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، پروژه‌های انرژی تجدیدپذیر را توسعه می‌دهد (بیلانچی و آیدین، ۲۰۱۷).
- اثر منفی (دوره‌های رکود اقتصادی): در زمان رکود، دولت‌ها و سرمایه‌گذاران منابع مالی کمتری برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر دارند. ازآنجایی‌که این منابع نیاز به سرمایه‌گذاری اولیه بالایی دارند، رکود می‌تواند تأثیر بیشتری بر کاهش مصرف انرژی تجدیدپذیر داشته باشد (بلک و همکاران[۳]، ۲۰۱۱).

۲- نامتقارنی در اثر شوک‌های قیمت انرژی و سیاست‌های اقتصادی:

- افزایش قیمت سوخت‌های فسیلی: در شرایطی که قیمت سوخت‌های فسیلی افزایش می‌یابد، تقاضا برای انرژی‌های تجدیدپذیر افزایش پیدا می‌کند، اما کاهش قیمت‌های جهانی نفت و گاز می‌تواند انگیزه برای استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را کاهش دهد (دوچ و نارایان[۴]، ۲۰۲۱).
- نقش سیاست‌های حمایتی: برخی کشورها سیاست‌های حمایتی برای انرژی‌های تجدیدپذیر دارند که در دوران رشد اقتصادی اجرا می‌شود، اما در دوره‌های رکود ممکن است کاهش یابد. این سیاست‌ها می‌توانند بر رابطه علیت نامتقارن تأثیر بگذارند (رحمان و ولایوتام[۵]، ۲۰۲۰)

تحقیقات پیشین نشان داده‌اند که رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی پویا و چندبعدی است. بررسی عدم تقارن در این رابطه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا اثرات رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر ممکن است در دوره‌های رونق و رکود متفاوت باشد. همچنین، سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر به شدت تحت تأثیر سیاست‌های

---

[۱] Sadorsky
[۲] Pao & Fu
[۳] Belke et al
[۴] Doytch & Narayan
[۵] Rahman & Velayutham

دولتی، نوسانات قیمت سوخت‌های فسیلی و شوک‌های اقتصادی قرار دارد. بنابراین، رویکردهای اقتصادسنجی که تأثیر نامتقارن شوک‌ها را در نظر می‌گیرند، می‌توانند تصویر دقیق‌تری از این رابطه ارائه دهند.

اگرچه ادبیات گسترده ای در این حوزه موجود است، اما هیچ اتفاق نظری در مورد جهت علیت بین EC و EG وجود ندارد. مهم ترین دلیل این امر این است که کشورها، مناطق، دوره ها، متغیرها و روش شناسی های مورد مطالعه با یکدیگر متفاوت هستند. علاوه بر این، همانطور که اوزتورک (۲۰۱۰) بیان می کند، ترجیحات مختلف اقتصادی-سیاسی و ساختارهای فرهنگی کشورها برخی از دلایل مهم تمایز رابطه EC و EG هستند.

رابطه علیت بین EC و EG را می توان با چهار فرضیه مختلف آزمایش کرد: رشد، حفاظت، بازخورد و فرضیه بی طرفی (اوزتورک، ۲۰۱۰). اول، فرضیه رشد نشان می دهد که علیت یک طرفه از EC به EG وجود دارد. در چارچوب این فرضیه، سیاست‌های حفاظت از انرژی بر EG تأثیر منفی می‌گذارد زیرا EC یک عامل تعیین‌کننده و تأثیرگذار بر EG است. این استدلال در مقابل این ایده قرار می گیرد که مصرف انرژی ممکن است به طور مستقیم یا غیرمستقیم با تکمیل سرمایه و نیروی کار در تابع تولید کلاسیک باعث رشد اقتصادی شود. فرضیه رشد در صورتی پشتیبانی می شود که علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود داشته باشد. آزمون گرنجر در این فرضیه رشد مبنی بر اینکه انرژی باعث رشد اقتصادی می‌شود، سیاست‌هایی را هدایت می‌کند که باید سرمایه‌گذاری در مصرف انرژی را افزایش دهد و هرگونه اقدام حفاظتی به سلامت اقتصاد آسیب می‌رساند. بر اساس فرضیه رشد، سیاست های صرفه جویی انرژی که مصرف انرژی را کاهش می دهد ممکن است تأثیر نامطلوبی بر رشد اقتصادی داشته باشد.

دوم، فرضیه حفاظت علیت یک طرفه از EG به EC را نشان می دهد. در این فرضیه، سیاست‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی بر EG تأثیر منفی نمی‌گذارد زیرا وابستگی EG به انرژی کم است. اگر در این فرضیه رشد اقتصادی باعث مصرف انرژی شود، اقتصاد در حال رشد ممکن است توسط عوامل دیگری مانند حاکمیت، زیرساخت ها، باز بودن تجارت و یا مصرف انرژی با موانعی مواجه شود.

سوم، فرضیه بازخورد، علیت واکنشی دوطرفه بین EC و EG را تعریف می‌کند. در این مورد، سیاست های حفظ انرژی می تواند EG را تضعیف کند. علاوه بر این، تحولات در EG نیز بر EC تأثیر می گذارد. آزمون علیت گرنجر دو طرفه است و این رابطه علیت دو طرفه پیامدهای سیاستی مهمی دارد.

در نهایت، فرضیه بی طرفی بیان می کند که هیچ ارتباط علی بین EC و EG وجود ندارد. اگر این فرضیه معتبر باشد، کاهش EC بر EG تأثیر نمی گذارد.

۲- پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی به بررسی تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، اما بسیاری از آن‌ها بر کشورهای توسعه‌یافته متمرکز بوده‌اند و کمتر به کشورهای درحال‌توسعه پرداخته‌اند (آپرگیس و پین، ۲۰۱۴، رحمان و ولایوتام، ۲۰۲۰). این کمبود مطالعات به‌دلیل سهم پایین انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای درحال‌توسعه بوده است، اما با تغییر سیاست‌های انرژی و افزایش تعهدات زیست‌محیطی این کشورها، مطالعه این رابطه بیش از پیش اهمیت یافته است. به‌عنوان‌مثال، تحقیقات اخیر نشان داده‌اند که حتی در کشورهایی که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر پایین است، تغییر در سیاست‌های دولت و توسعه فناوری می‌تواند باعث تغییرات معناداری در این بخش شود (دوچ و نارایان، ۲۰۲۱).

بنابراین، بررسی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه، نه‌تنها ازلحاظ تحلیل وضعیت کنونی، بلکه برای سیاست‌گذاری‌های آتی نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. پس از بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته شده در این حوزه، ما خلاصه‌ای از موارد یافته شده را در جدول زیر جمع‌بندی کرده‌ایم.

جدول ۱– مطالعات خارجی تجربی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی

نویسندگان/ سال	نمونه مورد مطالعه	دوره بررسی	روش مطالعه	یافته‌ها
آپرگیس و پین[۱] (۲۰۱۴)	۲۵ کشور OECD	۲۰۱۱-۱۹۸۰	هم‌انباشتگی پدرونی، FMOLS، علیت پانل	اعتبار فرضیه بازخورد (واکنش دوطرفه)
چانگ[۲] و همکاران (۲۰۱۵)	کشورهای G-۷	۲۰۱۱-۱۹۹۰	علیت گرنجر	اعتبار فرضیه بازخورد
اینگلسای-لوتز[۳] (۲۰۱۶)	۳۴ کشور OECD	۲۰۱۰-۱۹۹۰	هم‌انباشتگی پدرونی	اعتبار فرضیه رشد (علیت یک طرفه از EC به EG)
آکادیری[۴] و همکاران (۲۰۱۹)	۲۸ کشور اتحادیه اروپا	۲۰۱۵-۱۹۹۵	ARDL، علیت DH	اعتبار فرضیه بازخورد
اوزجان و اوزترک[۵] (۲۰۱۹)	۱۷ کشور بازارهای نوظهور	۲۰۱۶-۱۹۹۰	علیت پانل بوت استرپ	اعتبار فرضیه بازخورد بجز لهستان= رشد

[۱] Apergis & Payne
[۲] Chang et al
[۳] Inglesi-Lotz
[۴] Akadiri et al
[۵] Ozcan & Ozturk

رحمان و ولایوتهم[1] (۲۰۲۰)	۵ کشور جنوب آسیا	۲۰۱۴-۱۹۹۰	هم‌انباشتگی پدرونی، FMOLS، علیت DH	اعتبار فرضیه حفاظت (علیت یک طرفه از EG به EC)
دویچ و نارایان[2] (۲۰۲۱)	۱۰۷ کشور	۲۰۱۹-۱۹۸۴	GMM	اعتبار فرضیه رشد
عیوب اوغلی و اوزار[3] (۲۰۲۱)	۱۵ کشور نوظهور	۲۰۱۵-۱۹۹۰	علیت پانل بوت استرپ	اعتبار فرضیه بی‌طرفی
آصف[4] و همکاران (۲۰۲۱)	۹۹ کشور	۲۰۱۷-۱۹۹۵	DOLS ،FMOLS	اعتبار فرضیه رشد
برادیا[5] و همکاران (۲۰۲۲)	عربستان سعودی	۲۰۲۰-۱۹۹۰	آزمون ریشه واحد، علیت پانل بوت استرپ، VECM	اعتبار فرضیه بازخورد
کیلچی[6] (۲۰۲۳)	کشورهای منتخب منطقه یورو	۲۰۲۰-۱۹۹۰	آزمون ریشه واحد، علیت یاماموتو	اعتبار فرضیه بازخورد

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول۲- مطالعات داخلی تجربی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی

نویسندگان / سال	نمونه مورد مطالعه	دوره بررسی	روش مطالعه	یافته‌ها
فطرس و همکاران (۱۳۹۰)	کشورهای عضو OECD و غیر عضو شامل ایران	۲۰۰۸-۱۹۸۰	آزمون ریشه واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی، آزمون حداقل مربعات معمولی پویا	وجود رابطه هم-انباشتگی بین متغیرهای مذکور

[1] Rahman & Velayutham
[2] Doytch & Narayan
[3] Eyuboglu & Uzar
[4] Asif et al
[5] Berradia et al
[6] Kilci

ارباب و همکاران (۱۳۹۴)	کشورهای منتخب عضو اوپک	۲۰۱۵-۱۹۸۵	آزمون ریشه واحد، علیت گرنجر، آزمون F لیمر و هاسمن	اعتبار فرضیه رشد
کریمی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران	۱۳۹۳-۱۳۶۰	ARDL، VECM	اعتبار فرضیه بی‌طرفی در بلند مدت و اعتبار فرضیه حفاظت در کوتاه مدت
پرهیزکار و همکاران (۱۳۹۹)	کشورهای عضو اوپک	۲۰۱۹-۱۹۹۰	داده‌های تابلویی، الگوی GLS	اعتبار فرضیه بی‌طرفی
کریم‌پور و همکاران (۱۳۹۹)	کشورهای منتخب منطقه منا	۲۰۱۵-۱۹۹۰	خودرگرسیون برداری پانل	اعتبار فرضیه رشد
نوبهار و صادقی (۱۴۰۲)	کشورهای دو گروه G۷وD۸	۲۰۲۲-۲۰۰۰	علیت DH، علیت کونیا	اعتبار فرضیه حفاظت در گروه D۸ و اعتبار فرضیه رشد در گروه D۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطالعات قبلی نشان داده‌اند که رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف متفاوت و وابسته به شرایط اقتصادی و سیاست‌های انرژی هر کشور است. برخی مطالعات مانندآپرگیس و پین (۲۰۱۴) و سادورسکی (۲۰۰۹) نشان داده‌اند که در بسیاری از کشورها، رابطه علیت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر وجود دارد، درحالی‌که برخی دیگر مانند رحمان و ولایوتام (۲۰۲۰) و اوزترک (۲۰۱۰) تأیید کرده‌اند که این رابطه در کشورهای درحال‌توسعه ضعیف‌تر است و بسته به سیاست‌های دولتی، ممکن است نامتقارن باشد. همچنین، برخی پژوهش‌ها مانند ییلانچی و آیدین (۲۰۱۷) نشان داده‌اند که عدم تقارن در رابطه بین این دو متغیر می‌تواند به دلیل ساختارهای اقتصادی، تغییرات قیمت انرژی و سیاست‌های حمایتی باشد.

برخلاف مطالعات قبلی که عمدتاً به بررسی علیت متقارن بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، مطالعه حاضر با ترکیب روش بوت استرپ کونیا (۲۰۰۶) و آزمون علیت نامتقارن ییلانچی و آیدین (۲۰۱۷)، برای اولین بار این رابطه را در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۰ بررسی کرده است .علاوه بر این، مقاله

حاضر با تفکیک شوک‌های مثبت و منفی، بررسی می‌کند که چگونه رشد اقتصادی در دوره‌های رونق و رکود بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر متفاوتی دارد، که در مطالعات قبلی کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

روش تحقیق

برای بررسی رابطه علی متقارن و نامتقارن بین مصرف انرژی تجدیدپذیر (درصدی از کل مصرف انرژی نهایی) و رشد اقتصادی سرانه (رشد تولید ناخالص داخلی (سالانه) به قیمت ثابت دلار ۲۰۱۵ آمریکا)، از روش علیت گرنجری کونیا بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ در بین ۲۶ کشور منتخب درحال توسعه[۱] استفاده شده است. انتخاب کشورها بر اساس دسترسی به داده‌های آن‌ها بود و همه داده‌ها از پایگاه داده بانک جهانی و بریتیش پترولیوم (BP) استخراج شده است. برای انتخاب کشورهای مورد مطالعه، ابتدا تمامی کشورهای درحال‌توسعه بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی شناسایی شدند. سپس، کشورهایی که داده‌های مورد نیاز برای متغیرهای تحقیق (مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی) در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۰ در دسترس بودند، انتخاب شدند. علاوه بر این، کشورهایی که در سال‌های اخیر سیاست‌های حمایتی مشخصی برای توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر اتخاذ کرده‌اند، در اولویت قرار گرفتند. این انتخاب بر اساس منابعی مانند گزارش‌های بانک جهانی و آژانس بین‌المللی انرژی انجام شده است.

بررسی منابع داده نشان می‌دهد که اطلاعات مربوط به سال‌های ۲۰۲۱ تا ۲۰۲۳ به‌صورت کامل در دسترس نبوده و برخی کشورها هنوز آمار رسمی این سال‌ها را منتشر نکرده‌اند. بنابراین، برای حفظ یکنواختی داده‌ها در بین کشورهای منتخب، آخرین سال مورد بررسی ۲۰۲۰ در نظر گرفته شده است. با این حال، در صورتی که داده‌های جدیدتری در آینده منتشر شود، امکان بروزرسانی تحلیل‌ها وجود خواهد داشت.

۱-آزمون علیت گرنجری مبتنی بر بوت استرپ

برای آزمون جهت علیت در داده‌های پانلی بوت استرپ از رویکرد کونیا (۲۰۰۶)، استفاده کرده‌ایم که مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است، می‌باشد. در روشی که کونیا ارائه نموده ، نیازی به انجام آزمون علیت به صورت مشترک برای همه مقاطع وجود ندارد و می‌توان وجود علیت را برای همه مقاطع به صورت جداگانه بررسی کرد. برتری این روش، نسبت به روش علیت گرنجری در چارچوب سری زمانی (بررسی علیت به صورت کامال جداگانه برای هر مقطع) این است که در روش کونیا، از همبستگی همزمانی که در چارچوب داده‌های

---

[۱]- آذربایجان، آرژانتین، ازبکستان، آفریقای جنوبی، اکراین، اکوادور، الجزایر، اندونزی، ایران، برزیل، بلاروس، بنگلادش، پاکستان، پرو، تایلند، ترکمنستان، ترکیه، چین، فیلیپین، قزاقستان، کلمبیا، مالزی، مصر، مکزیک، ویتنام و هندوستان.

تابلویی ممکن است بین مقاطع وجود داشته باشد[1]، بهره گرفته می‌شود و استفاده از این اطلاعات اضافی منجر به نتایج بهتر می‌شود. روش علیت پانلی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده، یک سیستم شامل دو مجموعه معادلات به صورت زیر است:

$$y_{1,t} = \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l}\, y_{1,t-I} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l}\, x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,1,l}\, z_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t}$$

$$y_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l}\, y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l}\, x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,2,l}\, z_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t}$$

.

. (۱)

.

$$y_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l}\, y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l}\, x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,N,i}\, z_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t}$$

و

$$X_{1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{2,1,l}\, y_{1,t-I} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{2,1,l}\, x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{2,1,l}\, z_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t}$$

$$X_{2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{2,2,l}\, y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{2,2,l}\, x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{2,2,l}\, z_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t}$$

.

. (۲)

.

[1] Cross-Sectional Dependence

$$X_{N,t} = \alpha_{۲,N} + \sum_{l=۱}^{mly_۱} \beta_{۲,N,l}\, y_{N,t-l} + \sum_{l=۱}^{mlx_۱} \gamma_{۲,N,l}\, x_{N,t-l} + \sum_{l=۱}^{mlz_۱} \eta_{۲,N,i}\, z_{N,t-l} + \varepsilon_{۲,N,t}$$

در رابطه‌های ۱ و ۲، N به تعداد مقاطع در پانل، t به دوره زمانی (t=۱, ... ,T)، mlx و mly به طول تأخیر بهینه و t و εi به جملات خطا اشاره دارند.

رابطه های ۱ و ۲، دارای دو ویژگی متمایز نیز هستند: اولاً، هر معادله در سیستم‌های ۱ و ۲، دارای متغیرهای از پیش تعیین‌شده مختلف هستند و جملات خطا ممکن است یک همبستگی مقطعی داشته باشند، از این رو این مجموعه معادلات VAR نیست، بلکه سیستم‌های SUR است. ثانیاً، از آنجاکه مقادیر بحرانی بون استرپ خاص هر کشور استفاده می‌شود، نیازی به پایا بودن متغیرهای سیستم نیست. به این صورت که متغیرها بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های سری زمانی آن‌ها مورد استفاده قرار می گیرند (کونیا، ۲۰۰۶). با انجام آزمون علیت گرنجر در این سیستم:

۱. چنانچه تمام $\gamma_{۱,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و تمام $\beta_{۲,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علیت یک طرفه از x به y خواهیم داشت.

۲. چنانچه تمام $\gamma_{۱,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و تمام $\beta_{۲,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر باشند، علیت یک طرفه از y به x خواهیم داشت.

۳. اگر تمام $\gamma_{۱,j,i}$ ها و $\beta_{۲,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و معنادار باشند، علیت دو طرفه یا یک چریان بازخورد بین x و y خواهیم داشت.

۴. اگر تمام $\gamma_{۱,j,i}$ ها و $\beta_{۲,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و معنادار نباشند، هیچ رابطه علی بین x و y وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای تخمین رابطه‌های ۱ و ۲، به ویژگی‌های جملات خطا بستگی دارد. اگر هیچگونه وابستگی مقطعی در بین کشورها وجود نداشته باشد، می‌توان معادلات را به طور مستقل یک به یک با روش OLS تخمین زد در نتیجه OLS بهترین برآوردگر غیرخطی است. ولی باوجود همبستگی همزمان در میان اعضای پانل، روش OLS ناکارآمد است و تخمین‌زن رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) کاراتر از تخمین‌زن‌های OLS هستند (کونیا، ۲۰۰۶).

پیش از تخمین باید تعداد وقفه‌ها مشخص شود. تعیین درست وقفه‌ها یک گام اساسی است، زیرا نتایج آزمون علیت به ساختار وقفه‌ها وابسته است. به طور کلی اگر طول وقفه انتخابی کمتر از طول وقفه واقعی باشد، به مفهوم این است که برخی از متغیرهای مهم از مدل حذف شده‌اند که این موجب ایجاد اریب در ضرایب رگرسیون خواهد شد و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل سبب افزایش خطاهای استاندارد ضرایب برآورد شده و تخمین‌های ناکارا می‌شوند.

در یک پانل نسبتاً بزرگ تغییر ساختار وقفه بار محاسباتی را افزایش می‌دهد. متأسفانه، قانون مشخصی در مورد تعیین حداکثر وقفه وجود ندارد اگرچه معیارها و ضوابطی وجود دارد که از آنها می‌توان برای تعیین حداکثر وقفه استفاده کرد از جمله آماره‌های آکائیک (AIC[1]) و شوآرزبیزین (SC[2]). در هر سیستم حداکثر وقفه‌های متفاوتی برای X و Y در یک زیر بخش اعمال می‌شوند و در میان زیر بخش‌های مختلف این وقفه‌ها متفاوت خواهند بود. با فرض آنکه دامنه این وقفه‌ها ۱ تا ۴ است، رابطه‌های ۱ و ۲ را برای هر زوج ممکن mlx_1، mly_1 و mlx_2 و mly_2 برآورد و ترکیباتی انتخاب می‌شوند که آماره‌های آکائیک (AIC) و شوآرزبیزین (SC) را حداقل کند. مطابق با روش کونیا، در نظرگرفتن حداکثر وقفه‌های متفاوت برای کشورها باعث پیچیدگی محاسبات خواهد شد به همین دلیل برای کشورها یکسان در نظر گرفته‌ایم و فقط برای متغیرها حداکثر وقفه تعیین کرده‌ایم (کونیا، ۲۰۰۶).

$$AIC_k = LN|W| + \frac{2N_q^2}{T} \qquad (3)$$

و

$$SC_k = LN|W| + \frac{N_Q^2}{T} + LN(T) \qquad (4)$$

در روابط فوق، w ماتریس کواریانس باقیمانده تخمین زده شده، N تعداد معادلات، q تعداد ضرایب هر معادله وT اندازه نمونه کل در k=۱،۲ است.

برای آزمون همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی مقطعی و فرضیه جایگزین همبستگی مقطعی می‌باشد. آزمون همبستگی مقطعی معادل آزمون همبستگی همزمان جملات خطا در سیستم‌های توصیف شده در رابطه-های ۱و ۲ است. در صورت رد فرضیه صفر استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) منجر به افزایش کارایی نسبت به روش OLS خواهد شد (کونیا، ۲۰۰۶).

$$\lambda = T \sum_{i=2}^{N} \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \qquad (5)$$

چون تمام کشورها به‌طور همزمان باهم در نظر گرفته‌شده‌اند، بنابراین، امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل وجود دارد. با استفاده از آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور به بررسی علّیت گرنجر از x به y در رابطه ۱ و از y به x در رابطه ۲، پرداخته می‌شود. بوت استرپ درواقع یک روش بازنمونه‌گیری است. به علت اختصار، بر روی

[1] Akaike Information Criterion
[2] Schwartz Criterion

آزمون علّیت از x به y در سیستم رابطه ۱ تمرکز می‌کنیم. یک فرآیند مشابه نیز در رابطه ۲ برای بررسی جهت علّیت از x به y به‌کاربرده می‌شود. روند کار به صورت زیر شامل چهار گام است:

گام اول: تخمین معادلات سیستم (۱) تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از x به y وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\gamma_{۱,i,t} = ۰$ برای تمام tها (کشورها) و iها (وقفه ها))، باقیمانده‌ها[۱] را به دست می‌آوریم:

$$e_{H.,i,t}=y_{i,t}-\hat{\alpha}_{۱,i}+\sum_{l=۱}^{mly_۱}\hat{\beta}_{۱,i,l}y_{i,t-۱} \qquad (۶)$$

for i=۱,...,N and t=۱,...,T

از این باقیمانده‌ها، ماتریس $[e_{H.,i,t}]_{N\times T}$ را به دست می‌آوریم.

گام دوم: این باقیمانده‌ها را بازنمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی همزمان در جمالت خطا در سیستم (۱)، باقیمانده‌ها را برای هر کشور به صورت یکی-یکی ترسیم نمی‌کنیم، بلکه یک ستون کامل از ماتریس $[e_{H.,i,t}]_{N\times T}$ را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت استرپ انتخاب شده را به صورت $e^*_{H.,i,t}$ نشان می‌دهیم که $t = ۱, T^*$, ... و T^* می‌تواند از T بزرگ‌تر باشد.

گام سوم: بار دیگر با فرض آنکه هیچ‌گونه علیتی توسط x وجود ندارد، نمونه استرپ y را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$y^*_{i,t}=\hat{\alpha}_{۱,i}+\sum_{l=۱}^{mly_۱}\hat{\beta}_{۱,i,l}\,y^*_{i,t-۱}+e^*_{H.,i,t} \qquad t=۱,...,T^* \qquad (۷)$$

گام چهارم: $y^*_{j,t}$ را جایگزین $y_{j,t}$ کرده و سیستم (۱) را بدون اعمال هیچگونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم، سپس آزمون والد را برای هر کشور به طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علیت، انجام می‌دهیم.

گام پنجم: در این مرحله گام‌های ۲ تا ۴ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به دست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام، ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت استرپ برای هر آماره آزمون از ۱۰ هزار بار تکرار به دست می‌آید.

۲-آزمون‌های وابستگی مقطعی و همگنی شیب

[۱] Residuals

آزمون علیت گرنجری کونیا (۲۰۰۶) در داده‌های پانلی بر اساس یک روش رفتاری دقیق، برحسب دو گام می‌باشد: گام نخست، کنترل امکان همبستگی مقطعی در بین اعضای پانل میباشد. فرض می‌شود که داده‌های مورد استفاده در پانل، استقلال مقطعی دارند؛ درصورتی وابستگی بین مقاطع به وجود می‌آید که عواملی مثل پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد. پسران[۱] (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که یک تورش و انحراف اساسی در صورت نادیده گرفتن همبستگی مقطعی به وجود می‌آید. بنابراین اولین گام در آزمون علّیت گرنجر در بین داده‌های پانلی، انجام آزمون همبستگی بین مقاطع است (پسران، ۲۰۰۶). بر این اساس، آزمون‌های متعددی ازجمله آزمون بروش و پاگان[۲] (۱۹۸۰) و CD تست پسران[۳] (۲۰۰۴) بررسی شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) مورد استفاده قرار گرفته است. این آزمون، هم برای داده‌های پانل متوازن و هم برای پانل نامتوازن قابل اجرا می‌باشد که در نمونه‌های کوچک خصوصیات مناسبی دارد. آزمون CD پسران (۲۰۰۴) برخالف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای مقاطع بزرگ و دوره زمانی کوچک نیز نتایج قابل قبولی ارائه کرده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر این آزمون نشاندهنده عدم وابستگی بین مقاطع است و فرضیه مقابل این آزمون به وجود وابستگی بین مقاطع اشاره دارد. برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به‌صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD=\sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right)\rightarrow N(0,1) \qquad (8)$$

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه زیر است:

$$Y_{it}=\alpha_i+\beta_i X_{it}+u_{it} \qquad (9)$$

چنانچه آماره CD محاسباتی در یک سطح معنی‌داری از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، فرضیه صفر رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود (هویوس و سارافیدیس[۴]، ۲۰۰۶).

گام دوم بحث ناهمگنی (عدم تجانس) است. براین اساس که ناهمگنی پارامترهای تخمین زده شده برای هر عضو نمونه، به منظور اعمال یک محدودیت بر رابطه علّی باید در نظر گرفته شود. به علت ویژگی خاص هر کشور فرض همگنی (تجانس) را برای پارمترهای اعضای نمونه نمی‌توان در نظر گرفت (بریتونگ[۵]، ۲۰۰۵). ممکن است در تحلیل رابطه علّی بین متغیرهای مورد بررسی در داده‌های پانل، نتایج گمراه کنندهای به دست آید. به منظور انجام آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل، از آزمون

---

[۱] pesaran
[۲] Breusch and Pagan
[۳] Pesaran' CD test
[۴] Hoyos & Sarafidis
[۵] Breitung

دلتا استفاده شده است که در آن، فرضیه صفر، یکسان بودن شیب تمام مقاطع و فرضیه مقابل، عدم تجانس بین اعضای نمونه می‌باشد. آماره این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-K}{\sqrt{2K}}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (10)$$

در رابطه فوق $\tilde{S}$ از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{\hat{X}_i M_T X_i}{\tilde{\delta}_i^2}(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \qquad (11)$$

که در آن، $\hat{\beta}_i$ و $\tilde{\beta}_{WFE}$ به ترتیب تخمین‌زن OLS تلفیقی و تخمینزن تلفیقی اثرات ثابت وزنی β_i از معادله (۶)، M_T ماتریس شناسایی و $\tilde{\delta}_i^2$ تخمین‌زن δ_i^2 است (پسران و یاماگاتا[1]، ۲۰۰۸).

۳- تست علیت نامتقارن پانل بوت استرپ (یلانچی و آیدین، ۲۰۱۷)

دلایل متعددی برای ارتباط علی بالقوه بین متغیرها برای داشتن ساختار نامتقارن وجود دارد. در مقالاتی که قبلاً در مورد علیت منتشر شده است، فرض بر این است که تأثیر یک شوک مثبت با تأثیر یک شوک منفی در شرایط مطلق یکسان است. در ادبیات موجود، هیچ جدایی بین تأثیر علی شوک های مثبت و منفی وجود ندارد. این ممکن است یک فرض بسیار محدود کننده باشد زیرا در بسیاری از موارد ساختار نامتقارن بالقوه در مورد تأثیرات علی وجود دارد. به عنوان مثال، به طور گسترده توافق شده است که مردم به یک شوک مثبت در مقایسه با یک شوک منفی با همان اندازه مطلق در بازارهای مالی واکنش متفاوتی نشان می دهند.

دلیل دیگر، وجود بالقوه اثرات علی نامتقارن می تواند به دلیل وجود پدیده اطلاعات نامتقارن باشد. طبق تحقیقات گذشته و پیشگامان در این زمینه به طور گسترده توافق شده است که بازارهایی با اطلاعات نامتقارن وجود دارند (آکرلوف[2]، ۱۹۷۰، اسپنس[3]، ۱۹۷۳، استیگلیتز[4]، ۱۹۷۴). بر اساس این واقعیت، اجازه دادن به ساختار نامتقارن در تست علیت مهم است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که این رفتار نامتقارن را در آزمون علیت با ساخت مجموع تجمعی شوک‌های مثبت و منفی در نظر بگیریم. یک رویکرد شبیه‌سازی بوت استرپ با تنظیمات اهرمی می‌تواند برای تولید مقادیر بحرانی دقیق‌تر مورد استفاده قرار گیرد. مزیت تکنیک شبیه‌سازی بوت استرپ این است که بر توزیع تجربی مجموعه داده‌های زیربنایی تکیه می‌کند، که لزوماً نباید از توزیع نرمال پیروی کند. این یک مزیت مهم است زیرا بسیاری از متغیرهای مالی به طور معمول توزیع نشده اند و نوسانات آنها

[1] Pesaran & Yamagata
[2] Akerlof
[3] Spence
[4] Stiglitz

با زمان متغیر است. نتایج آزمون علیت نامتقارن با زمان متغیر می‌تواند این مسائل را که آیا ارتباط علی بین متغیرهای مورد بررسی کلی است یا وابسته به زمان روشن سازی بکند.

عدم تقارن در متغیرها به عنوان پاسخ‌های مختلف یک سری زمانی اقتصادی به شوک‌های مثبت و منفی تعریف می‌شود و پاسخ این متغیرها به شوک‌ها ممکن است متفاوت باشد. بنابراین، نادیده گرفتن این تفاوت ها باعث می‌شود که رابطه موجود بین متغیرها به گونه‌ای به نظر برسد که گویی وجود ندارند. این منجر به بحث هایی در مورد قابل اعتماد بودن یا نبودن تست‌ها می‌شود. هنگام در نظر گرفتن عدم تقارن، وجود روابط پنهان بین متغیرها را می‌توان آشکار کرد و بنابراین مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرها به طور جداگانه برای هر واحد در پانل، تجزیه و تحلیل می‌شوند. به همین دلیل در این تحقیق از دو نوع روش تحلیل اقتصادسنجی که عدم تقارن در آن ها در نظر گرفته شده و در نظر گرفته نشده است، استفاده شده و هدف از آن کمک به ادبیات با ارائه نتایج مقایسه‌ای است.

رابطه متقارن بین متغیرها با آزمون علیت پانل بوت استرپ کونیا (۲۰۰۶) مورد بررسی قرار گرفت. با این حال، گرنجر و یون[۱] (۲۰۰۲) پیشنهاد کردند که رابطه بین شوک های مثبت و منفی ممکن است با رابطه بین متغیرها متفاوت باشد و پیشنهاد کردند که داده ها را برای به دست آوردن شوک های مثبت و منفی و آزمایش رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین شوک‌ها تغییر دهید. آن‌ها نام این رویکرد را به عنوان آزمون هم‌انباشتگی پنهان تعریف کردند. یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) با الهام از کار گرنجر و یون (۲۰۰۲)، آزمون علیت پانل جدیدی را برای آزمایش علیت نامتقارن بین متغیرها پیشنهاد کردند. برای این آزمون علیت تابلویی که مبتنی بر آزمون علیت کنیا است، ابتدا متغیرهای مربوط به واحدهای تشکیل دهنده پانل توسط یلاچی و آیدین (۲۰۱۷) به شوک های مثبت و منفی تقسیم شدند.

$$X_{it} = X_{it-۱} + \varepsilon_{it} = X_{it,۰} + \sum_{i=۱,j=۱}^{t,n} \varepsilon_{ij} \quad (۱۲)$$

$$Y_{it} = Y_{it-۱} + e_{it} = Y_{it,۰} + \sum_{i=۱,j=۱}^{t,n} e_{ij} \quad (۱۳)$$

$X_{it,۰}$ و $Y_{it,۰}$ مقادیر اولیه و عبارات خطا را با فرآیند نوفه سفید $\varepsilon_{ij} \sim N(۰,\sigma_{\varepsilon_{it}}^{۲})$ و $e_{ij} \sim N(۰,\sigma_{e_{it}}^{۲})$ نشان می‌دهد. شوک های مثبت و منفی برای هر متغیر به صورت زیر تعریف می شوند:

$$\varepsilon_{it}^{+} = Max(\varepsilon_{it},۰), \varepsilon_{it}^{-} = Min(\varepsilon_{it},۰) \quad (۱۴)$$

$$e_{it}^{+} = Max(e_{it},۰), e_{it}^{-} = Min(e_{it},۰) \quad (۱۵)$$

---

[۱] Granger & Yoon

شرایط خطا در حال حاضر $\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it}^{+} + \varepsilon_{it}^{-}$ و $e_{it} = e_{it}^{+} + e_{it}^{-}$ و معادلات (۱۲) و (۱۳) است که به شرح زیر بازنویسی می شوند:

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} = X_{it,0} + \sum_{i=1,t=1}^{t,n} \varepsilon_{it}^{+} + \sum_{i=1,t=1}^{t,n} \varepsilon_{it}^{-} \quad (16)$$

$$Y_{it} = Y_{it-1} + \varepsilon_{it} = Y_{it,0} + \sum_{i=1,t=1}^{t,n} e_{it}^{+} + \sum_{i=1,t=1}^{t,n} e_{it}^{-} \quad (17)$$

بنابراین، یلاچی و آیدین (۲۰۱۷) شوک های مثبت و منفی را برای هر متغیر به صورت زیر تعریف کردند:

$$X_{it}^{+} = \sum_{i=1,j=1}^{t,n} \varepsilon_{ij}^{+}, X_{it}^{-} = \sum_{i=1,j=1}^{t,n} \varepsilon_{ij}^{-} \quad (18)$$

$$Y_{it}^{+} = \sum_{i=1,j=1}^{t,n} e_{ij}^{+}, Y_{it}^{-} = \sum_{i=1,j=1}^{t,n} e_{ij}^{-} \quad (19)$$

پس از این مرحله، یلاچی و آیدین (۲۰۱۷) استفاده از روش علیت پانل بوت استرپ کنیا (۲۰۰۶) را برای آزمایش رابطه علیت بین هر دو مؤلفه مثبت و منفی متغیرها در پانل پیشنهاد کردند. مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور محاسبه می شود، بنابراین نیاز به جستجو برای وضعیت ثابت بودن متغیرها در سیستم حذف نیست. مدل SUR آزمون علیت پانل بوت استرپ نامتقارن به شرح زیر است:

$$\begin{aligned} Y_{1,t}^{+} &= \alpha_{1,1} + \sum_{ly1}^{ly1} \beta_{1,1,j}\, Y_{1,t-j}^{+} + \sum_{j=1}^{lx1} \delta_{1,1,j}\, X_{1,t-j}^{+} + \varepsilon_{1,1,t}^{+} \\ Y_{2,t}^{+} &= \alpha_{2,1} + \sum_{ly1}^{ly1} \beta_{1,2,j}\, Y_{2,t-j}^{+} + \sum_{j=1}^{lx1} \delta_{1,2,j}\, X_{2,t-j}^{+} + \varepsilon_{1,2,t}^{+} \end{aligned} \quad (20)$$

.

.

.

$$\begin{aligned} Y_{N,t}^{+} &= \alpha_{1,N} + \sum_{ly1}^{ly1} \beta_{1,N,j}\, Y_{N,t-j}^{+} + \sum_{j=1}^{lx1} \delta_{1,N,j}\, X_{N,t-j}^{+} + \varepsilon_{1,N,t}^{+} \\ X_{1,t}^{+} &= \alpha_{2,1} + \sum_{ly1}^{ly1} \beta_{2,1,j}\, Y_{1,t-j}^{+} + \sum_{j=1}^{lx1} \delta_{2,1,j}\, X_{1,t-j}^{+} + \varepsilon_{2,1,t}^{+} \\ X_{2,t}^{+} &= \alpha_{2,2} + \sum_{ly1}^{ly1} \beta_{2,2,j}\, Y_{2,t-j}^{+} + \sum_{j=1}^{lx1} \delta_{2,2,j}\, X_{2,t-j}^{+} + \varepsilon_{2,2,t}^{+} \end{aligned} \quad (21)$$

.

.

.

$$X^{+}_{\mathrm{N,t}} = \alpha_{\mathrm{۲,N}} + \sum_{ly۱}^{ly۱} \beta_{\mathrm{۲,N,j}}\ Y^{+}_{N,\mathrm{t\text{-}j}} + \sum_{j=۱}^{lx۱} \delta_{\mathrm{۲,N,j}}\, X^{+}_{N,\mathrm{t\text{-}j}} + \varepsilon^{+}_{\mathrm{۲,N,t}}$$

در اینجا، عبارت (۱) نشان دهنده طول تاخیر بهینه است که می تواند با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک یا شوارزبیزین انتخاب شود، و عبارات خطا نیز ممکن است به صورت مقطعی مرتبط باشند (یلاچی و آیدین، ۲۰۱۷). در آزمون رابطه علیت، از آزمون های والد در اینجا استفاده می شود، مانند آزمون کنیا (۲۰۰۶). چهار نوع رابطه علیت در سیستم برای آزمون علیت پانل راه‌انداز نامتقارن وجود دارد:

۱. اگر تمام $\beta_{\mathrm{۲,i}} = ۰$ (بقیه غیر صفر باشند) علیت یک طرفه از X_t^+ به Y_t^+ وجود دارد.

۲. برخلاف فرض اول، وقتی تمام $\delta_{\mathrm{۱,i}} = ۰$ و برخی $\beta_{\mathrm{۲,i}} \neq ۰$ باشد، علیت یک طرفه از Y_t^+ به X_t^+ وجود دارد.

۳. وقتی $\delta_{\mathrm{۱,i}} \neq \beta_{۲,i} \neq ۰$ بین متغیرهای Y_t^+ و X_t^+ علیت دو طرفه وجود دارد.

۴. وقتی $\delta_{\mathrm{۱,i}} = \beta_{۲,i} = ۰$ هیچ رابطه علیتی بین Y_t^+ و X_t^+ وجود ندارد.

برای شوک های منفی، معادلات مشابه معادلات (۲۰) و (۲۱) برقرار می‌شوند و این چهار موقعیت برای علیت معتبر هستند.

۳- یافته‌ها

در جدول ۳ ابتدا، آمار توصیفی متغیرهای اصلی مطالعه، شامل سهم انرژی‌های تجدیدپذیر از کل مصرف نهایی انرژی (REC) و تولید ناخالص داخلی سرانه(GDP per capita) ، برای کشورهای منتخب طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ تحلیل می‌شود. این تحلیل به درک بهتر روندهای مشاهده‌شده و تأثیر احتمالی انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه کمک می کند.

۱- روندها و تفاوت‌های بین کشورها: بررسی میانگین REC نشان می‌دهد که برخی کشورهای مورد مطالعه مانند برزیل، بنگلادش و پاکستان سهم بالاتری از انرژی‌های تجدیدپذیر در مصرف انرژی نهایی دارند. در مقابل، کشورهایی مانند ایران و الجزایر دارای سهم بسیار پایینی از این نوع انرژی هستند. این اختلاف را می‌توان به چند عامل مرتبط دانست:
- سیاست‌های حمایتی از انرژی‌های تجدیدپذیر: برخی کشورها مانند برزیل سرمایه‌گذاری بیشتری در انرژی‌های تجدیدپذیر، به‌ویژه انرژی‌های آبی و زیست‌توده، انجام داده‌اند.

- دسترسی به منابع انرژی فسیلی: کشورهایی مانند ایران، الجزایر و قزاقستان، به دلیل دسترسی گسترده به منابع فسیلی ارزان، انگیزه کمتری برای توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر داشته‌اند.
- سطح توسعه اقتصادی و زیرساخت‌ها: کشورهای با درآمد پایین ممکن است به دلیل کمبود سرمایه‌گذاری در بخش انرژی، سهم انرژی‌های سنتی و زیست‌توده‌ای بالاتری داشته باشند.

۲- بررسی نوسانات و پراکندگی داده‌ها:

بررسی انحراف معیار REC در کشورهای مورد مطالعه نشان می‌دهد که کشورهایی مانند چین و قزاقستان نوسانات بیشتری را در سهم انرژی‌های تجدیدپذیر تجربه کرده‌اند. این موضوع می‌تواند به دلیل تغییرات سیاست‌های انرژی، اصلاحات اقتصادی، یا نوسانات در سرمایه‌گذاری‌های مرتبط با انرژی‌های پاک باشد.

همچنین، چولگی توزیع داده‌ها در برخی کشورها نشان می‌دهد که در طول دوره بررسی‌شده، سهم REC در بیشتر سال‌ها در سطوح پایین باقی مانده و تنها در سال‌های اخیر افزایش یافته است. این نکته می‌تواند نشان‌دهنده یک تغییر تدریجی در سیاست‌های انرژی و پذیرش تدریجی فناوری‌های تجدیدپذیر باشد.

۳- رابطه بین دو متغیر

در بررسی مقادیر میانگین دو متغیر در کشورهای منتخب، یک الگوی مشخص مشاهده می‌شود:

- کشورهایی با سهم بالاتر از انرژی‌های تجدیدپذیر لزوماً دارای رشد اقتصادی بالاتری نبوده‌اند. به‌عنوان‌مثال، بنگلادش با یکی از بالاترین سهم‌هایREC ، همچنان دارای GDP سرانه پایینی است.
- در مقابل، کشورهایی مانند چین و ترکیه که رشد اقتصادی بالایی را تجربه کرده‌اند، در طول زمان سهم REC خود را نیز افزایش داده‌اند. این یافته می‌تواند نشان‌دهنده نقش سیاست‌های توسعه‌ای و صنعتی در تقویت استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر باشد.

٤- محدودیت‌های داده‌ها و تحلیل نهایی

در برخی کشورها، داده‌های سال‌های پایانی (۲۰۱۹ و ۲۰۲۰) نسبت به سال‌های اولیه، تغییرات قابل‌توجهی را نشان می‌دهند که ممکن است ناشی از سیاست‌های اخیر یا تغییرات ساختاری باشد. کشورهایی که دارای انحراف معیار بالا هستند، نشان‌دهنده نوسانات زیاد در سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در طول سال‌های مختلف هستند که می‌تواند بر قابلیت پیش‌بینی این متغیر تأثیر بگذارد.

با توجه به نتایج آمار توصیفی، مشخص می‌شود که سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای درحال‌توسعه به‌طور قابل‌توجهی متفاوت است و عوامل متعددی در این تفاوت‌ها نقش دارند. همچنین، رابطه مشخصی بین دو متغیر مشاهده نمی‌شود، که این مسئله اهمیت تحلیل‌های علّی و اقتصادسنجی را برای بررسی دقیق‌تر تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد.

جدول ۳-آمار توصیفی

نام کشورها	متغیرها	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	شاخص چولگی
آذربایجان	REC	۲,۲۸۸	۰,۷۲	۴,۴۵	۰,۸۷۷	۰,۴۰۳
	EG	۳۳۴۶,۴۳۹	۱۱۰۲,۴۹۸	۵۵۰۶,۱۸۲	۱۷۶۳,۳۳۶	۰,۰۱۵
آرژانتین	REC	۹,۴۷۳	۷,۶۵	۱۱,۶۲	۰,۹۶۴	۰,۳۵۴
	EG	۱۱۵۶۷,۵۶۵	۸۱۴۴,۴۹۴	۱۴۲۰۰,۲۷۰	۱۷۹۵,۶۱۱	-۰,۱۱۲
ازبکستان	REC	۱,۲۹۷	۰,۷۲	۱,۷۵	۰,۳۰۰	-۰,۴۳۴
	EG	۱۸۸۲,۱۷۷	۱۱۴۰,۳۸۰	۳۱۸۷,۰۴۹	۶۹۲,۹۵۲	۰,۶۷۶
آفریقای جنوبی	REC	۱۲,۴۴۴	۷,۷۲	۱۸,۵۹	۴,۱۹۵	۰,۳۴۹
	EG	۵۳۶۰,۸۱۸	۴۲۶۹,۷۰۰	۶۲۶۳,۱۰۴	۷۶۶,۵۱۴	-۰,۱۱۹
اکراین	REC	۲,۶۲۴	۰,۶	۸,۷۲	۲,۲۱۶	۱,۴۲۵
	EG	۲۱۰۵,۲۴۰	۱۳۱۷,۷۴۶	۳۱۱۲,۰۳۷	۴۷۹,۸۹۳	-۰,۲۵۷
اکوادور	REC	۱۷,۰۳۵	۱۱,۷۹	۲۴,۲	۳,۴۲۵	۰,۳۱۵
	EG	۵۰۱۶,۸۱۴	۴۱۸۰,۳۳۸	۶۲۱۵,۸۳۸	۷۱۷,۳۵۱	۰,۳۸۷
الجزایر	REC	۰,۳۱۹	۰,۰۶	۰,۵۸	۰,۱۵۶	-۰,۱۵۹
	EG	۳۵۶۸,۳۴۶	۲۸۱۰,۷۲۷	۴۲۴۶,۲۴۲	۵۰۲,۳۳۶	-۰,۱۵۹
اندونزی	REC	۴۰,۲۶۳	۱۹,۷۷	۵۹,۱۸	۱۱,۳۹۶	-۰,۱۲۷
	EG	۲۴۵۲,۳۴۵	۱۴۸۳,۶۳۸	۳۸۹۲,۴۲۲	۷۳۵,۵۷۵	۰,۶۳۳
ایران	REC	۰,۹۷۸	۰,۴۴	۱,۵۳	۰,۲۶۶	۰,۱۹۰
	EG	۴۵۲۵,۵۴۴	۳۳۶۳,۵۱۰	۵۴۵۰,۹۳۸	۷۲۴,۶۵۱	-۰,۲۵۷
برزیل	REC	۴۵,۷۲۵	۴۱,۳۳	۵۰,۰۵	۲,۴۲۱	۰,۰۰۱
	EG	۷۵۱۹,۹۴۷	۵۹۱۱,۶۸۷	۹۲۱۶,۱۳۲	۱۰۸۱,۶۴۲	۰,۱۱۱
بلاروس	REC	۵,۵۵۶	۰,۹۲	۸,۳۹	۲,۲۹۰	-۰,۹۷۹
	EG	۴۱۳۴,۹۶۱	۱۸۸۶,۴۸۸	۶۲۶۷,۷۶۵	۱۶۵۵,۱۲۳	۰,۰۷۴
بنگلادش	REC	۴۹,۳۷۹	۲۵,۷۹	۷۳,۱۶	۱۵,۰۳۸	-۰,۰۳۷
	EG	۸۷۳,۰۲۷	۴۹۳,۰۹۵	۱۵۹۳,۳۴۷	۳۳۵,۰۵۳	۰,۷۸۷
پاکستان	REC	۴۹,۲۹۵	۴۲,۱	۵۸,۰۹	۴,۰۷۹	۰,۴۴۹

	EG	۱۲۲۰,۵۵۶	۹۵۶,۹۹۴	۱۶۲۶,۷۴۹	۲۰۴,۷۰۶	۰,۵۹۱
پرو	REC	۳۴,۲۰۵	۲۷,۱۴	۴۱,۲۳	۴,۶۹۸	-۰,۱۲۶
	EG	۴۳۴۸,۹۲۱	۲۶۲۸,۷۵۴	۶۵۵۰,۴۴۸	۱۳۷۵,۳۰۳	۰,۳۷۵
تایلند	REC	۲۳,۱۶۲۶	۱۹,۸۹	۳۳,۵۱	۳,۵۴۰	۲,۰۱۰
	EG	۴۴۵۹,۰۲۷	۲۶۰۸,۱۶۸	۶۴۵۳,۸۹۴	۱۱۳۸,۲۹۲	۰,۱۸۸
ترکمنستان	REC	۰,۰۵۵	۰	۰,۱	۰,۰۳۶	-۰,۶۷۹
	EG	۳۸۲۸,۴۰۳	۱۷۹۹,۶۰۰	۷۴۲۲,۳۶۳	۱۸۳۷,۶۰۱	۰,۷۵۰
ترکیه	REC	۱۶,۸۴۲	۱۱,۴	۲۴,۳۷	۴,۴۱۸	۰,۵۱۹
	EG	۸۰۳۵,۵۰۸	۵۲۵۶,۹۲۵	۱۲۱۷۹,۶۶۱	۲۳۵۱,۶۱۳	۰,۵۷۶
چین	REC	۲۱,۱۷۶	۱۱,۳۴	۳۳,۹۱	۸,۵۵۰	۰,۲۰۴
	EG	۴۴۳۶,۶۲۷	۹۰۵,۰۳۲	۱۰۳۵۸,۱۷	۳۰۶۰,۲۳۰	۰,۶۱۸
فیلیپین	REC	۳۴,۴۳۰	۲۶,۸	۵۱,۰۵	۶,۱۷۹	۱,۴۹۵
	EG	۲۲۷۶,۵۴۱	۱۶۵۵,۸۴۳	۳۵۸۹,۶۱۴	۵۹۳,۹۸۸	۰,۸۴۷
قزاقستان	REC	۱,۷۲۶	۱,۱۵	۲,۷۷	۰,۴۱۸	۰,۶۲۴
	EG	۷۲۹۱,۲۷۷	۳۷۰۰,۷۵۴	۱۱۴۰۲,۷۵۸	۲۷۳۳,۱۷۳	۰,۰۸۲
کلمبیا	REC	۳۰,۷۸۴	۲۵,۶۷	۳۸,۰۶	۲,۷۷۷	۰,۵۴۷
	EG	۴۸۴۷,۳۰۵	۳۶۹۳,۷۳۱	۶۴۰۴,۱۰۹	۹۴۱,۴۸۴	۰,۴۶۳
مالزی	REC	۴,۴۱۶	۱,۹۶	۸,۴۲	۱,۷۳۲	۰,۶۱۸
	EG	۷۴۷۴,۷۰۰	۴۲۶۰,۲۸۰	۱۱۱۱۴,۵۶۱	۱۹۲۲,۳۰۳	۰,۲۹۰
مصر	REC	۷,۰۷۸	۴,۹۳	۹,۹۹	۱,۶۵۶	۰,۲۲۳
	EG	۲۸۱۲,۴۸۸	۱۹۸۷,۰۳۷	۳۸۳۵,۷۸۴	۵۸۴,۷۵۴	۰,۰۹۰
مکزیک	REC	۱۰,۹۹۶	۸,۹۷	۱۴,۴۱	۱,۶۶۳	۰,۴۶۰
	EG	۹۳۷۴,۵۰۸	۸۰۴۹,۷۴۳	۱۰۳۴۳,۳۵۳	۶۶۱,۸۵۷	-۰,۵۳۶
ویتنام	REC	۴۷,۳۹۷	۱۹,۱۱	۷۵,۹۱	۱۶,۸۹۷	۰,۱۲۰
	EG	۱۷۲۲,۰۲۹	۶۷۳,۳۸۵	۳۳۵۲,۰۶۰	۸۱۱,۶۱۰	۰,۵۴۳
هندوستان	REC	۴۲,۳۰۳	۳۲,۵۷	۵۲,۹۵	۷,۰۴۶	-۰,۰۸۶
	EG	۱۰۶۲,۸۶۶	۵۲۸,۸۹۸	۱۹۴۴,۳۱۵	۴۵۲,۰۹۷	۰,۶۰۴

ابتدا آزمون‌های همبستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) انجام شده و نتایج آن در جدول شماره ۳ آمده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون و مقادیر بحرانی آن که از توزیع نرمال برخوردار هست، وابستگی بین اعضای پانل در تحقیق حاضر نتیجه-گیری می‌شود. بنابراین لزوم استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) در این تحقیق تأیید می‌شود. بر اساس نتایج جدول ۱، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول٤- تایج آزمون‌های وابستگی مقطعی بین اعضای پانل

گروه	جهت علیت	LM بروش پاگان		LM_{adj} پسران		CD تست پسران	
		آماره	prob	آماره	prob	آماره	prob
کشورهای درحال توسعه	REC→GDP	۵۷۸۱/۰۱	۰/۰۰	۲۱۴	۰/۰۰	۵۴/۶۶	۰/۰۰
	GDP→REC	۳۹۳۳/۴۸	۰/۰۰	۱۴۱/۵۳	۰/۰۰	۶/۰۲	۰/۰۰

انجام آزمون علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶)، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هر یک از کشورها با استفاده از معیار شوارتز (SC) با حداکثر طول وقفه ۴ انجام شده است. بعد از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علّیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) انجام شده و نتایج آن در جدول ۴ آمده است. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت استرپ (که برای هر کشور متفاوت است)، فرضیه‌های صفر (عدم وجود علیت گرنجری در آن کشور) آزمون می‌شوند. چنانچه مقدار آماره والد به دست آمده برای کشوری از مقادیر بحرانی بوت استرپ آن کشور بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن یعنی پذیرش علت گرنجری در آن کشور تأیید می‌شود و برعکس. مشکل اصلی در این تست ها این است که فرض می شود مولفه های منفی و مثبت به طور مشابه به شوک ها پاسخ می دهند. اما گرنجر و یون (۲۰۰۲) تاکید کردند که اثرات شوک های منفی و مثبت ممکن است متفاوت باشند. آنها توصیه کردند که متغیرها باید به اجزای خود تقسیم شوند. نتایج آزمون یلاچی و آیدین (۲۰۱۷) در جدول ۵ گزارش شده است. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج به دست آمده می‌پردازیم.

بر اساس اطلاعات سمت راست جدول ۴ که به بررسی فرضیه صفر در مورد اینکه آیا رشد اقتصادی باعث مصرف از انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای درحال توسعه می‌شود یا خیر؛ مقادیر آزمون والد برای الجزایر، آرژانتین، بلاروس، چین، مصر، هندوستان، قزاقستان و ازبکستان بالاتر از مقادیر بحرانی بوت استرپ برای هر کشور بدست آمد. بنابراین وجود علیت از جهت رشد اقتصادی به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را نمی‌توان برای کشورهای مذکور رد کرد. همچنین با توجه به علامت مجموع

ضرایب که جهت علیت را از رشد اقتصادی به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نشان می‌دهد که در کشورهای الجزایر، بلاروس و قزاقستان مثبت و برای کشورهای آرژانتین، چین، مصر، هندوستان و ازبکستان منفی است.

همچنین بر اساس سمت چپ جدول ۴، مقدار آماره والد برای کشورهای الجزایر، هندوستان، مکزیک و ویتنام از مقدار بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور در سطح ۱۰٪ بیشتر آمده است. بنابرین وجود علیت از سمت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به رشد اقتصادی سرانه برای کشورهای مشخص شده غیر قابل انکار است. همچنین طبق اطلاعات بدست آمده در مجموعه کشورهای درحال توسعه یک رابطه دو طرفه بین رشد اقتصادی سرانه و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای الجزایر و هندوستان وجود دارد و علامت مجموع ضرایب در این جهت علیت تمام کشورهای مذکور مثبت است به جز الجزایر.

جدول ۵- نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

نام کشورها	رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیست:H۰			مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست:H۰		
	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۱۰٪	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۱۰٪
آذربایجان	-۳۸۸/۰۶۳۷	۳/۲۹۱۳	۷/۷۳۸۳	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۲۰۱	۶/۰۸۸۰
آرژانتین	-۲۷۸/۹۷۶۵	۲۰/۱۸۵۰*	۴/۹۲۰۶	-۰/۰۰۰۱	۲/۷۷۱۷	۳/۳۲۱۷
ازبکستان	-۴۹/۴۱۹۲	۶/۱۸۰۱*	۴/۰۸۸۵	۰/۰۰۰۸	۱/۵۱۰۸	۳/۱۵۶۹
آفریقای جنوبی	۲۸/۷۵۸۷	۱/۳۳۷۳	۶/۴۸۰۹	-۰/۰۰۲۲	۲/۱۵۳۹	۸/۱۲۷۰
اکراین	-۸۰۶/۰۸۲۹	۲/۲۹۶۶	۴/۵۳۲۲	۰/۰۰۰۰	۱/۸۳۸۲	۲/۳۸۶۰
اکوادور	-۱۹/۲۴۹۸	۲/۱۵۱۷	۲/۸۰۰۱	۰/۰۰۰۵	۰/۷۰۸۸	۷/۶۵۲۵
الجزایر	۳۰۰/۲۶۲۱	۷/۲۹۲۶*	۱/۷۰۲۲	-۰/۰۰۰۱	۹/۹۸۳۸*	۵/۵۰۳۱
اندونزی	۱/۴۲۹۴	۰/۳۲۶۶	۳/۳۰۹۸	۰/۰۰۱۵	۰/۲۳۴۸	۳/۰۳۶۲
ایران	-۰/۰۳۸۸	۰/۰۰۰۲	۶/۸۷۹۵	-۰/۰۰۱۴	۰/۵۹۷۶	۷/۱۳۱۹
برزیل	۱/۴۹۹۳	۰/۴۴۱۲	۳/۸۷۹۵	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۰	۳/۰۱۰۰
بلاروس	۱۷/۴۷۳۲	۶/۰۷۶۸*	۲/۸۱۴۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۶۳۹	۲/۲۷۱۸
بنگلادش	-۵/۲۶۴۹	۰/۱۲۶۶	۴/۸۹۵۹	۰/۰۰۶۱	۳/۲۸۹۴	۹/۳۳۴۵
پاکستان	-۱۹/۹۳۳۴	۰/۰۱۷۶	۴/۸۸۵۹	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۱۰۸	۵/۷۰۲۴

پرو	۷/۴۲۶۵	۰/۱۵۳۴	۷/۴۸۵۴	-۰/۰۰۱۶	۱/۴۶۲۲	۳/۲۶۲۳
تایلند	۱۰/۰۳۰۴	۰/۰۲۸۷	۶/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۴۹۶	۵/۹۹۱۱
ترکمنستان	۶۹/۲۵۱۴	۱/۱۸۹۰	۴/۴۶۵۷	-۰/۰۰۰۱	۰/۳۶۴۶	۶/۳۳۷۱
ترکیه	۱۳/۰۰۸۱	۰/۱۳۸۱	۲/۹۷۸۸	۰/۰۰۰۵	۳/۱۹۲۷	۴/۰۹۳۸
چین	-۴۹/۸۲۲۴	۵/۳۵۰۵*	۵/۰۲۰۵	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۴/۴۳۸۰
فیلیپین	-۴/۵۸۱۸	۰/۰۱۷۵	۴/۹۲۹۴	۰/۰۰۰۵	۰/۶۳۸۵	۲/۵۸۱۱
قزاقستان	۳۲۴/۶۶۷۴	۹/۳۱۶۶*	۲/۷۵۱۶	-۰/۰۰۰۱	۱/۳۹۶۲	۳/۳۱۳۴
کلمبیا	-۱۰۸/۷۷۴۸	۲/۸۱۳۷	۴/۹۴۴۴	۰/۰۰۱۴	۲/۷۰۳۸	۵/۴۸۴۹
مالزی	-۲۳۸/۰۱۱۱	۱/۰۱۴۴	۳/۷۱۳۶	۰/۰۰۰۳	۲/۱۸۲۶	۵/۳۶۱۵
مصر	-۱۵۷/۷۳۱۳	۱۶/۶۷۵۳*	۴/۸۵۸۷	۰/۰۰۰۷	۳/۷۰۱۷	۶/۰۱۷۸
مکزیک	-۵/۸۹۶۳	۰/۰۷۹۸	۲/۰۱۴۴	۰/۰۰۰۶	۳/۸۵۵۹*	۳/۳۸۷۹
ویتنام	-۳/۱۳۴۴	۰/۵۳۹۶	۳/۰۹۱۰	۰/۰۰۷۳	۳/۴۷۱۷*	۲/۵۴۱۹
هندوستان	-۱۵۹/۱۶۸۳	۱۳/۵۵۴۸*	۳/۴۳۰۷	۰/۰۳۷۳	۱۷/۴۲۶۷*	۲/۸۵۹۹

نتایج آرمون یلاچی و آیدین (۲۰۱۷) در جدول ۵ گزارش شده است. در مرحله اول، زمانی که علیت نامتقارن بین شوک های مثبت مورد بررسی قرار می گیرد، مشخص می‌شود که در کشورهای آذربایجان، چین، مصر، هندوستان، اندونزی، ایران، قزاقستان، مکزیک، پاکستان، ترکمنستان و ازبکستان مقدار آماره والد از مقادیر بوت استرپ کشورهای مذکور بالاتر آمده است که دال بر وجود علیت نامتقارن از سمت رشد اقتصادی سرانه به مصرف انرژی است. ولی در این جدول به علت محاسبه شوک‌های مثبت برای هر کشور در سال‌های مختلف در مقایسه با جدول ۴ که بدون در نظر گرفتن شوک‌ها انجام شد مشاهده می‌شود که برای کشورهای الجزایر، آرژانتین و بلاروس با احتساب شوک مثبت علیتی از سمت رشد به مصرف انرژی یافت نشد و فرضیه حفاظت بی اعتبار گشت. همچنین در رابطه با کشورهای آذربایجان، اندونزی، ایران، مکزیک، پاکستان و ترکمنستان دارای علیت نامتقارن از سمت رشد به مصرف شدند که نشان دهنده تأثیر شوک مثبت است. در رابطه با کشورهای چین، مصر فرضیه حفاظت حتی با وجود شوک مثبت تأیید شد.

حال در رابطه با جهت علیت نامتقارن از سمت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به رشد اقتصادی سرانه می‌توان گفت که طبق جدول ۵ کشورهای آذربایجان، مصر، هندوستان، ایران، پاکستان، پرو، ترکمنستان، ازبکستان و اکراین دارای مقادیر والد بالاتر از مقدار بوت استرپ بحرانی خود دارند پس نمی‌توان وجود علیت را در این مناطق انکار کرد. حال اگر مجدداً به مقایسه جدول ۵ و ۴ بپردازیم خواهیم دید که با تأثیر شوک‌های مثبت اعتبار فرضیه رشد برای کشورهای الجزایر، مکزیک و ویتنام

بدون اعتبار گشت. در ضمن فقط برای کشور هندوستان اعتبار فرضیه بازخورد بدون تغییر باقی ماند و طبق یافته‌های جدید برای کشورهای آذربایجان، مصر، هندوستان، ایران، پاکستان، ترکمنستان و ازبکستان فرضیه بازخورد مورد اعتبار واقع شد.

جدول٦- نتایج آزمون علیت (+ و +) یلانچی و آیدین (۲۰۱۷)

نام کشورها	رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیست:H۰			مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست:H۰		
	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۱۰٪	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۱۰٪
آذربایجان	۸۳۶/۹۰۵۹	۴/۲۰۰۸*	۳/۷۵۹۴	-۰/۰۰۰۸	۵/۹۵۸۲*	۲/۵۵۲۹
آرژانتین	۱۲۹/۸۰۶۰	۲/۳۸۳۴	۴/۸۱۵۱	۰/۰۰۰۱	۰/۵۲۳۰	۱۲/۷۶۵۷
ازبکستان	-۱۵۵/۳۹۹۴	۱۰/۸۸۳۷*	۴/۷۵۰۲	۰/۰۰۱۸	۳/۹۳۶۳*	۳/۱۷۵۲
آفریقای جنوبی	۲۰/۴۱۳۳	۰/۱۴۳۹	۷/۹۲۷۸	-۰/۰۰۱۰	۰/۳۸۲۹	۴/۲۷۸۵
اکراین	-۷۴۳/۱۶۵۲	۰/۱۶۲۱	۱/۸۳۱۰	-۰/۰۰۰۰	۴/۱۳۲۶*	۳/۷۲۸۹
اکوادور	-۱۱۴/۳۸۳۷	۱/۳۲۳۰	۴/۱۲۳۹	۰/۰۰۳۲	۱/۳۸۱۹	۶/۲۵۳۷
الجزایر	۲۶۸/۰۲۷۹	۳/۹۰۰۲	۴/۰۵۸۳	۰/۰۰۰۱	۳/۵۸۴۴	۶/۱۷۸۸
اندونزی	-۲۱۴/۸۹۱۷	۱۴/۱۲۷۱*	۵/۳۱۸۹	۰/۰۰۰۹	۲/۸۹۶۳	۳/۶۰۶۴
ایران	-۳۹۳/۹۳۵۶	۱۳/۷۱۶۹*	۳/۷۷۴۶	۰/۰۰۲۱	۷/۷۶۳۶*	۴/۲۹۲۷
برزیل	۱۲۴/۴۳۹۵	۱/۱۹۷۰	۳/۹۵۶۸	-۰/۰۰۰۶	۱/۳۲۷۶	۲/۴۴۲۱
بلاروس	۶۵/۶۷۰۹	۲/۱۰۹۸	۶/۰۳۱۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۷۱۴	۶/۲۸۷۳
بنگلادش	-۴/۴۷۶۱	۰/۰۰۰۰	۳/۲۵۷۳	-۰/۰۰۰۴	۰/۱۶۱۳	۴/۴۰۰۵
پاکستان	-۷۹۴/۴۰۹۷	۳۳/۷۱۵۷*	۴/۸۶۹۹	۰/۰۰۰۸	۱۰/۸۳۲۰*	۴/۵۵۵۲
پرو	-۱۴/۳۰۶۰	۱/۵۰۷۹	۳/۵۷۲۰	۰/۰۰۶۳	۴/۰۸۰۳*	۲/۵۳۲۴
تایلند	-۱۲۱/۱۳۶۷	۲/۴۱۶۴	۵/۵۵۴۶	۰/۰۰۰۷	۱/۳۱۵۳	۳/۶۷۱۷
ترکمنستان	-۱۱۳۹/۸۰۸۳	۹/۷۶۷۴*	۳/۶۹۸۱	۰/۰۰۱۴	۱۰/۰۸۰۱*	۴/۴۳۹۰
ترکیه	-۲۱۱/۰۴۰۶	۱/۰۰۷۷	۵/۷۴۷۶	۰/۰۰۱۰	۱/۶۳۲۲	۶/۲۴۲۴
چین	-۱۰۵/۹۷۸۹	۱۶/۴۴۲۸*	۴/۱۴۷۲	۰/۰۰۰۲	۰/۱۴۴۹	۳/۲۱۲۶
فیلیپین	-۶/۳۱۲۲	۰/۰۱۵۰	۴/۷۵۲۶	۰/۰۰۰۲	۰/۰۵۳۳	۳/۵۸۹۲

قزاقستان	۷۵۰/۹۴۵۶	۳/۶۶۶۰*	۳/۴۷۳۵	-۰/۰۰۰۲	۱/۹۵۸۴	۳/۶۱۴۰
کلمبیا	-۱۶/۲۹۴۶	۰/۰۲۵۵	۴/۹۲۳۳	-۰/۰۰۰۱	۳/۲۶۷۵	۴/۲۹۸۰
مالزی	۵۷۳/۲۶۰۵	۰/۳۲۱۲	۶/۱۱۱۲	-۰/۰۰۰۱	۰/۱۱۶۲	۶/۸۴۳۶
مصر	-۱۴۹/۹۹۱۴	۱۶/۹۴۳۱*	۲/۹۳۶۰	۰/۰۰۳۳	۵/۹۵۶۳*	۳/۷۳۸۵
مکزیک	-۵۱۷/۲۵۲۶	۲/۹۳۵۹*	۲/۸۳۵۳	۰/۰۰۰۱	۰/۳۱۱۳	۲/۴۰۲۵
ویتنام	۲۸۲/۴۹۹۸	۲/۱۹۵۴	۳/۷۴۸۷	-۰/۰۰۱۲	۳/۵۱۶۵	۷/۲۰۱۹
هندوستان	-۸۵۵/۳۸۲۷	۱۶/۲۳۰۸*	۵/۰۲۳۰	۰/۰۰۲۶	۱۲/۳۸۴۳*	۳/۶۳۷۲

در رابطه با جدول ۶ که پیوندهای علیت بین مؤلفه های منفی متغیرها را نشان می دهد؛ می‌توان گفت که در سمت راست آن، کشورهای بلاروس، اکوادور، مصر، قزاقستان، مکزیک، فیلیپین، تایلند و ترکیه جهت علیت نامتقارن از سمت رشد اقتصادی به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر صادق است و اعتبار فرضیه حفاظت در این مورد به اثبات رسید ولی در مقایسه با جدول ۴ که آزمون علیت کونیا بدون در نظر گرفتن شوک‌ها است؛ کشورهای الجزایر، آرژانتین، چین، هندوستان و ازبکستان که اعتبار فرضیه حفاظت برایشان مطرح شد در این مورد اعتبار خود را از دست داد و فرضیه بی طرفی برایشان به اثبات رسید. ولی در رابطه با کشورهای بلاروس و قزاقستان اعتبار فرضیه حفاظت حتی با در نظر گرفتن شوک منفی به تأیید رسید. ولی برای کشور مصر اعتبار فرضیه بازخورد مورد تأیید گشت.

در رابطه با سمت چپ جدول که مشخص شده است، کشورهای آذربایجان، بنگلادش، برزیل، چین، هندوستان، مالزی، پاکستان، اکراین و ویتنام دارای علیت نامتقارن از جهت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به رشد اقتصادی سرانه است که نشان دهنده اعتبار فرضیه رشد است، ولی در مقایسه با جدول ۴ می‌توان دید که الجزایر و مکزیک فرضیه رشد نامعتبر و برای هندوستان فرضیه بازخورد نامعتبر گشته و با تأثیر شوک منفی برای کشور الجزایر فرضیه بی‌طرفی، برای مکزیک فرضیه بازخورد و برای هندوستان فرضیه رشد به اثبات رسید.

جدول۷- نتایج آزمون علیت (- و -) یلانچی و آیدین (۲۰۱۷)

نام کشورها	رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیست:H۰			مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست:H۰		
	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۱۰٪	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت استرپ در سطح ۱۰٪
آذربایجان	۹۲/۳۹۲۴	۰/۳۸۰۱	۳/۱۴۷۸	-۰/۰۰۱۰	۱۳/۸۵۵۵*	۲/۴۴۲۹

آرژانتین	۱۰۱/۲۳۰۰	۱/۶۸۷۴	۷/۰۷۲۶	۰/۰۰۰۳	۲/۳۸۷۵	۶/۱۷۷۳
ازبکستان	۲۳۰/۷۲۸۶	۰/۱۶۷۷	۴/۴۹۸۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۱۶	۴/۱۷۵۳
آفریقای جنوبی	-۵/۶۹۵۰	۹/۷۶۶۲*	۳/۱۹۸۴	-۰/۰۵۲۵	۱۶/۰۸۳۴*	۲/۸۸۳۷
اکراین	-۶۳/۵۲۴۳	۰/۰۰۱۶	۱/۷۵۳۶	-۰/۰۰۰۰	۹/۱۶۱۵*	۷/۳۷۱۹
اکوادور	۱۸/۴۵۱۲	۷/۷۴۹۴*	۴/۳۲۶۱	-۰/۰۲۰۸	۱۵/۲۵۸۵*	۲/۴۰۰۰
الجزایر	۱۸/۱۷۲۸	۱/۰۰۱۳	۴/۴۴۳۸	۰/۰۰۰۱	۰/۱۹۰۱	۲/۶۶۷۱
اندونزی	-۰/۶۳۷۳	۰/۰۸۳۰	۷/۴۲۸۲	۰/۰۰۱۹	۰/۱۳۰۸	۳/۶۷۳۸
ایران	۲/۹۶۸۴	۲/۰۷۳۳	۳/۰۰۵۴	-۰/۰۴۰۵	۱/۳۰۸۲	۲/۵۲۴۳
برزیل	۳/۰۲۹۶	۰/۰۶۳۵	۶/۱۰۰۸	-۰/۰۰۰۵	۲/۱۸۰۵*	۱/۰۴۳۵
بلاروس	-۶/۸۸۶۲	۳۳/۹۹۶۳*	۳/۹۹۲۹	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۵	۷/۶۱۸۸
بنگلادش	-۱/۰۰۱۶	۰/۰۲۵۰	۳/۷۳۸۳	-۰/۰۰۱۸	۱۳/۳۱۱۹*	۹/۷۰۴۰
پاکستان	۴۹/۲۳۴۲	۰/۵۰۳۶	۲/۷۱۶۵	-۰/۰۰۱۰	۵/۰۸۳۵*	۳/۰۷۱۰
پرو	-۱/۸۲۸۵	۴/۷۸۰۲	۶/۰۴۶۹	-۰/۰۲۲۰	۱/۲۷۱۴	۵/۹۰۳۰
تایلند	۲۲/۸۷۴۴	۲/۴۰۳۱*	۱/۹۰۹۰	-۰/۰۰۵۹	۱۲/۵۲۲۷*	۴/۹۴۱۵
ترکمنستان	-۱۱/۶۵۵۵	۰/۹۵۵۰	۴/۶۶۸۳	-۰/۰۰۱۱	۰/۱۸۱۶	۳/۹۹۵۹
ترکیه	۱۶/۱۳۱۳	۴/۴۴۵۸*	۲/۴۳۴۸	-۰/۰۱۹۵	۹/۵۹۰۱*	۳/۴۷۸۲
چین	۱/۴۳۸۹	۰/۰۳۵۹	۶/۲۳۳۰	-۰/۰۰۳۸	۱۲/۰۹۷۲*	۵/۶۱۰۱
فیلیپین	۹/۹۲۹۹	۵/۴۴۶۱*	۳/۵۱۴۱	-۰/۰۳۴۲	۳۳۷/۷۶۰۴*	۲/۵۰۵۸
قزاقستان	-۱۸۶/۰۹۶۸	۱۳/۷۵۹۷*	۳/۲۵۳۰	-۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۸۳	۳/۵۷۰۱
کلمبیا	-۰/۴۱۶۹	۰/۱۰۳۹	۵/۳۶۰۷	۰/۰۰۵۴	۰/۸۰۴۱	۴/۵۷۷۱
مالزی	۵/۴۴۹۹	۰/۰۰۵۲	۴/۵۲۷۶	-۰/۰۰۰۳	۹/۲۳۰۳*	۲/۲۲۸۶
مصر	۳۸/۱۷۶۹	۱۶/۵۸۴۶*	۴/۶۹۲۴	-۰/۰۱۹۷	۶۷/۳۳۳۳*	۴/۷۷۳۸
مکزیک	۱۸۴/۸۶۶۴	۱۴/۵۰۴۹*	۳/۶۲۲۹	-۰/۰۰۳۹	۱۵/۳۳۱۵*	۳/۰۹۹۹
ویتنام	-۱۹/۶۵۶۹	۱/۹۳۴۸	۲/۰۷۰۷	-۰/۰۰۶۱	۲۸/۰۷۶۰*	۸/۹۱۱۰
هندوستان	-۰/۰۵۶۱	۰/۰۱۰۴	۱/۸۲۶۹	-۰/۰۳۰۴	۸/۸۹۹۶*	۳/۹۹۲۸

نتایج

هدف از این مقاله بررسی روابط علی متقارن و نامتقارن در ۲۶ کشور در حال توسعه برای دوره ۲۰۲۰-۱۹۹۰ است. برای این منظور ابتدا از تحلیل علیت متقارن کونیا (۲۰۰۶) استفاده می شود که امکان ناهمگونی پارامترهای شیب در سراسر کشورها را فراهم می کند. پس از آن، از آنجایی که تجزیه و چون طبق اشارات قبلی تحلیل متقارن نمی‌تواند روابط علّی نامتقارن بین REC و EG را کشف کند، این سری به مؤلفه های مثبت و منفی آنها تقسیم می‌شود و علیت نامتقارن با استفاده از تحلیل علیت نامتقارن کونیا (۲۰۰۶) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از علیت متقارن اعتبار فرضیه حفاظت را برای کشورهای آرژانتین، بلاروس، چین، مصر، قزاقستان و ازبکستان تأیید شد و در کنار آن اعتبار فرضیه رشد برای کشورهای مکزیک و ویتنام به اثبات رسید. فرضیه بازخورد برای کشورهای الجزایر و هندوستان به صحت رسید و طبق یافته‌ها مابقی کشورهای مذکور فرضیه بی‌طرفی را به تأیید رساندند.

از سوی دیگر بین مؤلفه‌های مثبت متغیرها برای کشورهای چین، اندونزی، قزاقستان و مکزیک اعتبار فرضیه حفاظت؛ برای کشورهای پرو و اکراین اعتبار فرضیه رشد؛ برای کشورهای آذربایجان، مصر، هندوستان، ایران، پاکستان، ترکمنستان و ازبکستان اعتبار فرضیه بازخورد و برای مابقی کشورها اعتبار فرضیه بی‌طرفی به اثبات رسید. که با توجه به یافته‌های علیت نامتقارن فرضیه حفاظت فقط برای کشورهای مصر و قزاقستان و فرضیه بازخورد برای کشور هندوستان با نتایج علیت متقارن سازگار آمد.

در رابطه با مؤلفه‌های منفی متغیرها برای کشورهای بلاروس و قزاقستان اعتبار فرضیه حفاضت؛ برای کشورهای آذربایجان، بنگلادش، برزیل، چین، هندوستان، مالزی، پاکستان، اکراین و ویتنام اعتبار فرضیه رشد؛ برای کشورهای اکوادور، مصر، مکزیک، فیلیپین، آفریقای جنوبی، تایلند و ترکیه اعتبار فرضیه بازخورد و برای مابقی کشورها اعتبار فرضیه بی‌طرفی به اثبات رسید که با مقایسه این مؤلفه‌ها با یافته‌های علیت متقارن می‌توان دید که فرضیه حفاظت تنها برای کشورهای بلاروس و قزاقستان؛ فرضیه رشد برای ویتنام و فرضیه بازخورد برای هیچ کشوری سازگار آمد.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه از نظر علیت گرنجری پانل، دارای جنبه‌های متقارن و نامتقارن است. این یافته‌ها با نتایج برخی مطالعات پیشین همسو است، اما در برخی موارد تفاوت‌هایی نیز مشاهده می‌شود.

به عنوان مثال، برخی از مطالعات که قسمت پیشینه تحقیق ذکر شد، به این نتیجه رسیده است که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما در این تحقیق تفاوت‌های ساختاری و دوره‌های زمانی مختلف بررسی نشده است. از سوی دیگر، برخی دیگر از تحقیقات که از رویکرد پانل بوت‌استرپ برای گروهی از کشورهای توسعه‌یافته استفاده کرده، یافته‌های مشابهی را گزارش کرده است، اما در برخی از کشورهای نمونه، این اثر نامتقارن بوده است.

در مقایسه با این مطالعات، تحقیق حاضر با تمرکز بر کشورهای در حال توسعه و استفاده از روش علیت گرنجری پانل بوت‌استرپ، نشان داده است که اثرات انرژی‌های تجدیدپذیر می‌توانند بسته به شرایط اقتصادی و سیاست‌های انرژی هر کشور متفاوت باشند. این تفاوت‌ها می‌تواند ناشی از ساختار اقتصادی، سطح وابستگی به انرژی‌های فسیلی، و سیاست‌های حمایتی از انرژی‌های تجدیدپذیر باشد.

بنابراین، یافته‌های این مطالعه ضمن تأیید نتایج برخی پژوهش‌های پیشین، نشان‌دهنده اهمیت بررسی دقیق شرایط خاص هر کشور و به‌کارگیری روش‌های پیشرفته‌تر در تحلیل روابط علیتی بین انرژی و رشد اقتصادی است.

در چارچوب نتایج به‌دست‌آمده از مطالعه، می‌توان توصیه‌های سیاستی مهمی را توسعه داد. این توصیه‌ها خط مشی پتانسیل این را دارد که راهنمای مهمی برای سیاست گذاران باشد. این موارد را می توان به شرح زیر فهرست کرد:

۱- سیاست‌های تشویقی برای انرژی‌های تجدیدپذیر: یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند که افزایش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. بنابراین، دولت‌ها می‌توانند از مشوق‌های مالیاتی، یارانه‌ها، یا تسهیلات سرمایه‌گذاری برای گسترش این بخش استفاده کنند.

۲- تنوع‌بخشی به منابع انرژی: نتایج مقاله تأکید دارند که وابستگی به منابع انرژی سنتی می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. لذا سیاست‌گذاران باید به سمت تنوع‌بخشی در سبد انرژی ملی حرکت کنند تا پایداری اقتصادی بهبود یابد.

۳- توسعه زیرساخت‌های انرژی پاک: یافته‌ها نشان می‌دهند که کشورهای درحال‌توسعه با سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی تجدیدپذیر (مانند نیروگاه‌های خورشیدی و بادی) می‌توانند رشد اقتصادی پایدارتری داشته باشند.

۴- ایجاد چارچوب‌های قانونی پایدار: نتایج این پژوهش اهمیت چارچوب‌های قانونی و سیاست‌های تنظیمی پایدار را در توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر نشان می‌دهند. پیشنهاد می‌شود که دولت‌ها قوانین شفاف و حمایتی برای سرمایه‌گذاران این بخش تدوین کنند.

در نظر گرفتن یافته‌های شوک های مثبت و منفی به تفکیک کمک می‌کند تا در هنگام تصمیم‌گیری در مورد سیاست‌های انرژی، استراتژی‌های دقیق‌تری را تعیین کنند. سیاست گذاران می‌توانند با ارائه منابع مالی جایگزین برای ساخت تأسیسات انرژی‌های تجدیدپذیر، به ویژه در زمان رکود، ارائه معافیت‌های مالیاتی و ضامن در قبال بدهی های خود، سرمایه گذاران را به سرمایه گذاری تشویق کنند.

جذاب‌تر کردن سرمایه‌گذاری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر برای سرمایه‌گذاران با حذف موانع بازار و کاهش ریسک‌ها امکان‌پذیر است. برای این منظور، سیاست گذاران و مؤسسات مالی عمومی می‌توانند کمک های فنی و کمک های مالی را برای آماده‌سازی و توسعه پروژه، بهبود دسترسی به منابع مالی، و افزایش ظرفیت وام‌دهی محلی ارائه دهند.

سیاست‌گذاران می‌توانند قراردادها و فرآیندهای مستندسازی پروژه‌ها را استانداردسازی کنند تا فرآیند تجمیع پروژه‌ها را آسان‌تر کنند و همچنین رهنمودهایی برای صدور اوراق قرضه سبز[1] ارائه دهند تا سرمایه‌گذاری بیشتری از بازار سرمایه جذب شود.

سرمایه گذاران خصوصی و وام دهندگان می توانند از طریق مؤسسات مالی عمومی به ابزارهای کاهش ریسک مانند ابزارهای پوشش ارز خارجی[2] و تسهیلات نقدینگی دسترسی داشته باشند.

برای گسترش سرمایه‌گذاری در زمینه انرژی‌های تجدیدپذیر، باید موانع بیروکراتیکی مرتبط با مجوزدهی و پروانه‌دهی کاهش یابد و همکاری بین دولت و بخش خصوصی در اجرای پروژه‌ها عملیاتی شود.

همانطور که آپرگیس و پین (۲۰۱۰، ۲۰۱۱) اشاره کردند، هماهنگی بین بخش های دولتی و خصوصی برای توسعه بخش انرژی های تجدیدپذیر در تحقیق و توسعه (R&D)، تأمین مالی و استراتژی های سرمایه گذاری بسیار مهم است.

برای تضمین رشد پایدار، بهبود سطح زندگی و انجام فعالیت‌های اقتصادی، لازم است که نیازهای انرژی رو به رشدی که به دلیل افزایش جمعیت و رشد اقتصادی افزایش یافته، برآورده شود. انرژی عنصری است که ارتباط نزدیکی با تمام ابعاد اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی رشد پایدار دارد. تضمین امنیت تامین انرژی یکی از مهم ترین شرایط برای رشد پایدار است و به طور فزاینده ای به یکی از منافع حیاتی بازیگران پیشرو در صحنه سیاسی بین المللی تبدیل شده است. در این زمینه باید مشکلات زیست محیطی به حداقل برسد، منابع انرژی با توجه به تهدید جهانی بازنگری شود و راه حل های جایگزین تولید شود.

در تحلیل‌های آتی، از جمله انواع مختلف منابع انرژی تجدیدپذیر، تجزیه و تحلیل جداگانه هر منبع انرژی تجدیدپذیر، تعیین سهم نسبی منابع انرژی مختلف را ممکن می‌سازد.

---

[1]- وراق قرضه سبز به اوراق قرضه اشاره دارد که سرمایه‌گذاری در پروژه‌ها و فعالیت‌های زیست‌محیطی را حمایت می‌کنند. این اوراق با هدف جذب سرمایه برای پروژه‌ها و فعالیت‌هایی که به حفاظت از محیط زیست کمک می‌کنند، صادر می‌شوند. این نوع اوراق معمولاً دارای شرایط مخصوص به خود هستند که بازده سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زیست‌محیطی را تضمین می‌کنند و می‌تواند سرمایه‌گذاران را به جذب سرمایه در این حوزه تشویق کند.

[2]- پوشش ارز خارجی یک استراتژی مالی است که شرکت‌ها یا سرمایه‌گذاران از آن برای محافظت از خطرات ناشی از نوسانات قیمت ارز استفاده می‌کنند.

منابع

- ارباب، حمیدرضا، امامی میبدی، علی، و رجبی قادی، صبا. (۱۳۹۶). رابطه مصرف انرژی های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک. اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)، ۵۶-۲۹ :(۲۳)۶.
- پرهیزکار کهنه اوغاز، مرتضی؛ نیکوقدم، مسعود و خوشنودی، عبدالله. (۱۴۰۰). بررسی اثر مصرف انرژی تجدیدپذیر بر توسعه پایدار در کشورهای عضو اوپک. اقتصاد و تجارت نوین، ۶۰-۳۱: (۱)۱۶.
- فطرس، محمد حسن؛ آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا. (۱۳۹۰). تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران). فصلنامه پژوهش ها وسیاست های اقتصادی، ۸۱-۹۸: (۶۰)۱۹.
- کریم پور، ساناز؛ شاکری بستان آباد، رضا و قاسمی، عبدالرسول. (۱۳۹۸). تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منطقه منا: کاربرد مدل خود رگرسیون برداری پانل (Panel VAR) . پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۹۹-۱۲۹: (۸)۳۲.
- کریمی، محمدشریف؛ سهیلی، کیومرث و برزگری، شیما. (۱۳۹۹). رابطه بین مصرف انرژی تجدید پذیر و رشد اقتصادی در ایران. علوم و تکنولوژی محیط زیست، ۳۱-۴۷: (۲۲)۶.
- نوبهار، الهام و صادقی، ندا. (۱۴۰۲). بررسی رابطه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر با رشد اقتصادی در کشورهای گروه D۸وG۷ پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱-۲۰: (۲)۱۷.

- Acaravci, A., & Ozturk, I. (۲۰۱۲). Foreign Direct Investment, Export and Economic Growth: Empirical Evidence from New EU Countries. *Institute for Economic Forecasting*. ۰(۲):۵۲-۶۷.
- Akadiri, S., Alola, AA., Akadiri, AC,. & Alola, UV. (۲۰۱۹). Renewable energy consumption in EU-۲۸ countries: policy toward pollution mitigation and economic sustainability. *Energy Policy*, ۱۳۲(۱):۸۰۳–۸۱۰.
- Akerlof, G. (۱۹۷۰). The market for lemons: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, ۸٤(۱): ٤۸٥–٥۰۰.
- Apergis, N,. & Payne, JE. (۲۰۱٤). Renewable energy, output, CO۲ emissions, and fossil fuel prices in Central America: evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model. *Energy Econ*, ٤۲(۱):۲۲٦–۲۳۲.
- Apergis N,. & Payne, JE. (۲۰۱٤). The causal dynamics between renewable energy, real GDP, emissions and oil prices: evidence from OECD countries. *Applied Econ*, ٤٦(۳٦):٤٥۱۹–٤٥۲٥.
- Asif, M,. Bashir, S,. & Khan, S. (۲۰۲۱). Impact of non-renewable and renewable energy consumption on economic growth: evidence from income and regional groups of countries. *Environ Sci Pollut Res*, ۲۸(۱):۳۸۷٦٤–۳۸۷۷۳.
- Aslan, A,. & Ocal, O. (۲۰۱٦). The role of renewable energy consumption in economic growth: evidence from asymmetric causality. *Renew Sustain Energy Rev*, ٦۰:۹٥۳–۹٥۹.
- Belke, A,. Dobnik, F,. & Dreger, C. (۲۰۱۱). Energy consumption and economic growth: new insights into the cointegration relationship. *Energy Econ*, ۳۳(٥):۷۸۲–۷۸۹.

- Berradia, H., Abid, M., Sakrafi, H., Gheraia, Z., & Abdelli, H. (٢٠٢٣). The effect of renewable energyconsumption on economicgrowth in KSA: A bootstrapcausality test. *Energy & Environment,*٣٥(٤): ١-١٨.
- Breitung, J. (٢٠٠٥). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. Econometric reviews, ٢٤(٢):١٥١- ١٧٣.
- Breusch, T.S., & Pagan, A. R. (١٩٨٠). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, ٤٧(١):٢٣٩-٢٥٣.
- BP. (٢٠١٩). BP Statistical Review of World Energy. https://www.bp. com/en/global/ corporate/energy-economics/statistical-review of-world-energy.html. (accessed ١٣ March ٢٠٢٠).
- Chang, T., Gupta, R., Inglesi-Lotz, R., Simo-Kengne, B., Smithers, D., & Trembling, A. (٢٠١٥). Renewable energy and growth: evidence from heterogeneous panel of G٧ countries using Granger causality. *Renew Sustain Energy Rev*, ٥٢(١):١٤٠٥–١٤١٢.
- Doytch, N., & Narayan, S. (٢٠٢١). Does transitioning towards renewable energy accelerate economic growth? An analysis of sectoral growth for a dynamic panel of countries. *Energy,* ٢٣٥(١):١–١٦.
- Eyuboglu, S., & Eyuboglu, K. (٢٠٢٠). Tourism development and economic growth: an asymmetric panel causality test. *Curr Issues Tour,* ٢٣(٦):٦٥٩–٦٦٥.
- Gardiner, R., & Hajek, P. (٢٠٢٠). Interactions among energy consumption, CO٢, and economic development in European Union countries. *Sustain Dev,* ٢٨(٤):٧٢٣–٧٤٠.
- Granger, CWJ., & Yoon, G. (٢٠٠٢). Hidden cointegration. University of California, *Economics Working Paper,* ١٠(١):٢٠٠٢-٠٢.
- Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (١٩٩٥). Economic Growth and the Environment. *The Quarterly Journal of Economics,* ١١٠(٢):٣٥٣-٣٧٧.
- Hoyos, R.E., & Sarafidis, V. (٢٠٠٦). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. The stata journal, ٦(٤), ٤٨٢-٤٩٦.
- Inglesi-Lotz, R. (٢٠١٦). The impact of renewable energy consumption to economic growth: a panel data application. *Energy Econ,* ٥٣:٥٨–٦٣.
- Jakovac, P. (٢٠١٨). Causality between energy consumption and economic growth: literature review. In INTCESS ٢٠١٨-٥th International Conference on Education and Social Sciences.
- Kilci, E.N. (٢٠٢٣). An investigation on the causality link between renewable energy consumption and economic growth in selected Euro-Area countries. *Energy Sources,* ٦(٧):١-٢٠.
- Kónya, L. (٢٠٠٦). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Econ Model,* ٢٣(٦):٩٧٨–٩٩٢.
- Kraft, J., & Kraft, A. (١٩٧٨). On the relationship between energy and GNP. *J Energy Dev,* ٢٣(١٠):٤٠١-٤٠٣.
- Ozcan, B., & Ozturk, I. (٢٠١٩). Renewable energy consumption-economic growth nexus in emerging countries: a bootstrap panel causality test. *Renew Sustain Energy Rev,* ١٠٤:٣٠–٣٧.
- Ozturk, I. (٢٠١٠). A literature survey on energy–growth nexus. *Energy Policy,* ٣٨(١):٣٤٠–٣٤٩.
- Pao, H.T. and Fu, H.C. (٢٠١٣) Renewable Energy, Non-Renewable Energy and Economic Growth in Brazil. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, ٢٥(١), ٣٨١-٣٩٢.
- Pesaran, M.H. (٢٠٠٦). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica,* ٧٤(٤), ٩٦٧–١٠١٢.
- Pesaran, MH. (٢٠٠٤). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. The University of Cambridge, Faculty of Economics, *Cambridge Working Papers in Economics No*, ٠٤٣٥.
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (٢٠٠٨). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics,* ١٤٢(١), ٥٠-٩٣.

- Rahman, M.M., & Velayutham, E. (٢٠٢٠). Renewable and non-renewable energy consumption-economic growth nexus: new evidence from South Asia. *Renew Energy*, ١٤٧(١):٣٩٩–٤٠٨.
- Sadorsky, P. (٢٠٠٩). Renewable energy consumption and income in emerging economies. *Energy Policy, Elsevier*, ٣٧(١٠):٤٠٢١-٤٠٢٨.
- Sari, R., & Soytas, U. (٢٠٠٧). The growth of income and energy consumption in six developing countries. *Energy Policy*, ٣٥(٢):٨٨٩–٨٩٨.
- Solow, R. M. (١٩٥٦). A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, ٧٠(١), ٦٥-٩٤.
- Spence, M. (١٩٧٣). Job market signalling. *The Quarterly Journal of Economics*, ٨٧(١):٣٥٥–٣٧٤.
- Stiglitz, J. (١٩٧٤). Incentives and risk sharing in sharecropping. *The Review of Economic Studies*, ٤١(١):٢١٩–٢٥٥.
- Strunz, S., Gawel, E., & Lehmann, P. (٢٠١٦). The political economy of renewable energy policies in Germany and the EU. *Util Policy*, ٤٢(١):٣٣–٤١.
- Wolde-Rufael, Y. (٢٠٠٩). Energy consumption and economic growth: the experience of African countries revisited. *Energy Econ*, ٣١(٢):٢١٧–٢٢٤.
- Yilanci, V., & Aydin, M. (٢٠١٧). Oil prices and stock prices: an asymmetric panel causality approach. *J Appl Res Finance Econ*, ٢(٤):٩–١٩.