

Symmetric and Asymmetric Causality Between Renewable Energy Consumption and GDP Growth: A Bootstrap Panel Granger Causality Approach in Developing Countries (Including Iran)

Mohammad Reza Salmani Bishak 
*

Assistant Professor, Economics Dept,
University of Tabriz, Tabriz, Iran.

Pegah Gorbanpour 

PhD student in Development Economics,
University of Tabriz, Tabriz, Iran.

Abstract

Renewable energy has been widely recognized as a key instrument for achieving sustainable growth and mitigating climate change impacts; however, in developing countries the direction of the relationship between renewable energy consumption and economic growth/performance has remained unclear. This study has examined whether Granger causality exists between renewable energy consumption and GDP growth in 26 developing countries over 1990-2020, and whether this relationship has exhibited asymmetric behavior in response to positive and negative shocks.

To test symmetric causality, the bootstrap panel Granger causality approach of Kónya (2006) has been employed within a seemingly unrelated regression (SUR) framework, using country-specific bootstrap critical values to account for cross-sectional dependence and parameter heterogeneity. To investigate asymmetric causality, positive and negative components of the variables have been decomposed and causality tests have been conducted separately for each component.

The results have indicated that the causality pattern has not been uniform across countries. Bidirectional causality has been confirmed in some cases, while unidirectional causality from renewable energy to GDP growth (or vice versa) has been observed in others, and no significant relationship has been found for a subset of countries. The asymmetric analysis has further shown that the direction and/or significance of causality has differed between positive and negative shocks. Accordingly, country-specific and business-cycle-sensitive policy design has been recommended: in countries where renewables

* Corresponding Author: mrsalmani_2005@yahoo.com

How to Cite: Salmani Bishak, M R., Gorbanpour, P. (2025). Symmetric and Asymmetric Causality Between Renewable Energy Consumption and GDP Growth: A Bootstrap Panel Granger Causality Approach in Developing Countries (Including Iran). Iranian Energy Economics, 54 (14), 93-138.

have acted as a driver of growth, strengthening investment support and incentive schemes has been advised, whereas in countries where growth has facilitated renewable expansion, improving the investment climate and reducing institutional barriers has been suggested.

Introduction

Energy has remained a core input in the production process and a critical determinant of welfare improvement and long-run economic growth (Solow, 1956). At the same time, the dominant reliance on fossil fuels has intensified environmental pressures, particularly through greenhouse-gas emissions and the associated risks of global warming and climate change. This tension between growth and environmental quality has been widely discussed in the growth-environment literature, including the Environmental Kuznets Curve (EKC) perspective (Grossman & Krueger, 1995). In response, renewable energy sources—such as solar, wind, geothermal, hydropower, and biomass—have increasingly been promoted as cleaner substitutes in national energy strategies and policy frameworks (Strunz et al., 2016).

Despite the policy momentum, empirical evidence on the renewable energy consumption-economic growth nexus has remained mixed across countries and samples. The literature has documented support for different hypotheses (growth, conservation, feedback, or neutrality), indicating that the direction of causality may be country-specific and sensitive to institutional and structural conditions (Sadorsky, 2009; Apergis & Payne, 2014; Chang et al., 2015; Inglesi-Lotz, 2016; Rahman & Velayutham, 2020). Moreover, conventional symmetric approaches may overlook the possibility that positive and negative shocks affect renewable energy deployment differently—through investment constraints, financing conditions, and policy responses across the business cycle—suggesting the relevance of asymmetric causality frameworks (Granger & Yoon, 2002; Yilanci & Aydin, 2017). Accordingly, this study has examined both symmetric and asymmetric Granger-causal linkages between renewable energy consumption and GDP growth in 26 developing countries (including Iran) over 1990-2020, using data from the World Bank and BP, and applying Kónya's (2006) bootstrap panel causality method within a SUR framework to account for cross-sectional dependence and heterogeneity.

Methods and Material

This study has examined the symmetric and asymmetric Granger-causal relationship between renewable energy consumption (REC) and economic growth (EG) for a panel of 26 developing countries (including Iran) over the annual period 1990-2020. The REC and EG series have been compiled from

the World Bank and the BP Statistical Review to ensure cross-country comparability and data consistency across the sample period.

Because panel members may be economically interconnected, the empirical strategy has first assessed key data properties. Cross-sectional dependence has been evaluated using the Breusch-Pagan LM test and the Pesaran (2004) CD test, while slope heterogeneity has been examined via the Pesaran and Yamagata (2008) slope homogeneity test. These diagnostics have motivated the use of an approach that explicitly accommodates both cross-sectional dependence and heterogeneity across countries.

For symmetric causality, the study has applied Kónya's (2006) bootstrap panel Granger causality test, formulated as a system of seemingly unrelated regressions (SUR) and implemented with country-specific bootstrap critical values and Wald statistics, allowing causality inference at the country level while exploiting contemporaneous correlations across equations. Lag length has been selected using the Schwarz criterion with a maximum lag of 4, following the paper's stated lag-selection procedure.

For asymmetric causality, the analysis has followed the framework motivated by Granger and Yoon (2002) and operationalized by Yilanci and Aydin (2017), where each variable has been decomposed into positive and negative shock components (cumulative sums) and causality tests have then been conducted separately for these components. The asymmetric panel causality testing has been implemented within the same SUR-bootstrap logic (Kónya-type structure) using country-specific bootstrap critical values, consistent with the article's methodological exposition.

Results and Discussion

Pre-estimation diagnostics have indicated that the sample has exhibited cross-sectional dependence and slope heterogeneity. Specifically, the Breusch-Pagan LM / Pesaran-adjusted LM and Pesaran CD tests have rejected the null of cross-sectional independence, and the Pesaran-Yamagata tests have rejected slope homogeneity, implying that countries have been interrelated and the REC-EG linkage has not been identical across panel members. These findings have supported the use of Kónya's (2006) country-specific bootstrap causality framework rather than pooled/aggregate inference.

Using Kónya's (2006) symmetric bootstrap panel Granger causality approach, the causality pattern has been shown to be country-specific. The conservation hypothesis ($EG \rightarrow REC$) has been confirmed for Argentina, Belarus, China, Egypt, Kazakhstan, and Uzbekistan; the growth hypothesis ($REC \rightarrow EG$) has been supported for Mexico and Vietnam; the feedback hypothesis (bidirectional causality) has held for Algeria and India; and the neutrality hypothesis has been supported for the remaining countries. Overall,

these results have implied that a single “one-size-fits-all” causal narrative has not been reliable for the developing-country sample.

The asymmetric causality results—motivated by the argument that positive and negative shocks may transmit differently (Granger & Yoon, 2002) and operationalized through the Yilanci-Aydin (2017) framework—have further refined the evidence. For positive components, the conservation hypothesis has been confirmed for China, Indonesia, Kazakhstan, and Mexico, the growth hypothesis for Peru and Ukraine, and the feedback hypothesis for Azerbaijan, Egypt, India, Iran, Pakistan, Turkmenistan, and Uzbekistan, while neutrality has remained for the rest of the sample. Notably, only Egypt and Kazakhstan (conservation) and India (feedback) have remained fully consistent with the symmetric results, indicating that ignoring shock asymmetry could have altered country-level inference.

For negative components, the conservation hypothesis has been supported for Belarus and Kazakhstan; the growth hypothesis for Azerbaijan, Bangladesh, Brazil, China, India, Malaysia, Pakistan, Ukraine, and Vietnam; and the feedback hypothesis for Ecuador, Egypt, Mexico, the Philippines, South Africa, Thailand, and Turkey, with neutrality for the remaining countries. The comparison with symmetric results has shown limited alignment: conservation has stayed consistent only for Belarus and Kazakhstan, growth only for Vietnam, and no country has preserved feedback in a fully consistent way under negative shocks. This pattern has reinforced the interpretation that downturn-type shocks and constraints on finance/investment can reshape the REC-EG causal linkage in developing economies.

From a discussion standpoint, the combined evidence has suggested that (i) causality between renewables and growth has been heterogeneous across developing countries and (ii) the direction and statistical strength of causality have been sensitive to shock sign, which has been consistent with the broader energy-growth literature reporting mixed hypotheses across contexts (Ozturk, 2010; Sadosky, 2009; Chang et al., 2015; Inglesi-Lotz, 2016; Ozcan & Ozturk, 2019) and with studies emphasizing asymmetry in related settings (Aslan & Ocal, 2016; Yilanci & Aydin, 2017). Consequently, policy interpretation has been inherently country-specific and business-cycle-sensitive: where $REC \rightarrow EG$ has held, scaling renewable investment and incentives has been more directly growth-relevant; where $EG \rightarrow REC$ has held, macroeconomic expansion and investment climate improvements have been more central to renewable deployment; and where feedback has held, integrated packages aligning growth and renewable policies have been warranted.

Conclusion

This study has provided country-level evidence on the symmetric and asymmetric Granger-causal nexus between renewable energy consumption and GDP growth in 26 developing countries (including Iran) over 1990-2020 by applying Kónya's (2006) bootstrap panel causality framework within a SUR system and extending it to asymmetric settings via the decomposition of positive and negative shocks. The findings have confirmed that the renewable energy-growth relationship has not been uniform across developing economies. Symmetric causality has supported the conservation, growth, feedback, and neutrality hypotheses in different country groups rather than delivering a single common pattern.

Importantly, the asymmetric analysis has shown that the direction and/or statistical significance of causality has differed between positive and negative components, implying that reliance on symmetric, aggregated inference could have led to incomplete or even misleading conclusions for several countries. Overall, the evidence has indicated that renewable energy policy design in developing countries has benefited from a country-specific and business-cycle-sensitive approach. Where renewables have acted as a driver of growth, strengthening investment support and incentive schemes has been warranted. Where growth has facilitated renewable expansion, improving the investment climate and reducing institutional barriers has been more critical, and where feedback effects have existed, coordinated strategies aligning renewable deployment with broader growth policies have been required.

Keywords: Asymmetric Causality, Bootstrapping Causality, Developing Countries, Economic Growth, Renewable Energy.

JEL Classification: Q56 , Q43 , O44 , O13

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



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

محمدرضا سلمانی بی شک * استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

پگاه قربانپور دانشجوی دکتری رشته توسعه اقتصادی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

چکیده

انرژی‌های تجدیدپذیر به عنوان ابزار کلیدی رشد پایدار و کاهش آثار تغییرات اقلیمی مطرح شده است؛ با این حال، در کشورهای در حال توسعه جهت رابطه میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد/ عملکرد اقتصادی روشن نبوده است. این پژوهش بررسی کرده است که آیا بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در ۲۶ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ علیت گرنجر برقرار بوده است و آیا این رابطه در برابر شوک‌های مثبت و منفی رفتار نامتقارن داشته است یا خیر. برای آزمون علیت متقارن، از روش علیت پانل بوت استرپ کونیا (۲۰۰۶) مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ ویژه هر کشور استفاده شده است تا وابستگی مقطعی لحاظ شده باشد. برای آزمون علیت نامتقارن نیز شوک‌های مثبت و منفی تفکیک شده‌اند و آزمون علیت به صورت جداگانه اجرا شده است. نتایج نشان داده است که الگوی علیت در همه کشورها یکسان نبوده است؛ در برخی کشورها علیت دوطرفه تأیید شده است، در برخی دیگر علیت یک‌طرفه از تجدیدپذیرها به رشد اقتصادی یا بالعکس مشاهده شده است و در تعدادی رابطه معناداری گزارش نشده است. همچنین نتایج نامتقارن نشان داده است که جهت و یا معناداری علیت در شوک‌های مثبت و منفی تغییر کرده است؛ از این رو، سیاست‌گذاری کشورمحور و حساس به چرخه‌های اقتصادی توصیه شده است: در کشورهایی که تجدیدپذیرها محرک رشد بوده‌اند، تقویت سرمایه‌گذاری و مشوق‌ها توصیه شده است و در کشورهایی که رشد زمینه‌ساز توسعه تجدیدپذیرها بوده است، بهبود محیط سرمایه‌گذاری و رفع موانع نهادی پیشنهاد شده است.

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

طبقه‌بندی JEL: O13 , O44 , Q43 , Q56

* نویسنده مسئول: mrsalmani_2005@yahoo.com

۱. مقدمه

منابع انرژی نقش اساسی در توسعه اقتصادی و اجتماعی ایفا می کنند، به طوری که پس از انقلاب صنعتی، تقاضا برای این منابع به طور چشمگیری افزایش یافته است و این روند همچنان ادامه دارد. پیشرفت های تکنولوژیکی، صنعتی شدن و رشد جمعیت جهانی از عوامل اصلی افزایش تقاضا برای انرژی محسوب می شوند. از این رو، انرژی یکی از مهم ترین نهادهای تولید بوده و عنصری ضروری برای بهبود رفاه جوامع به شمار می رود. بخش عمده ای از انرژی مصرفی جهان از منابع فسیلی نظیر زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی تأمین می شود، چرا که این منابع علاوه بر ارزان بودن، به دلیل پیشرفت های فناوری، به طور گسترده ای مورد استفاده قرار گرفته اند. باین حال، آثار زیان بار ناشی از استفاده از این منابع، به ویژه در زمینه تغییرات اقلیمی و گرمایش جهانی، موجب افزایش تلاش های بین المللی برای توسعه انرژی های تجدیدپذیر شده است. انرژی های تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، بادی، زمین گرمایی، هیدروالکتریک و زیست توده، به عنوان جایگزین های پاک تر، در سیاست های انرژی بسیاری از کشورها جایگاه ویژه ای یافته اند.

رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و ملاحظات زیست محیطی یکی از موضوعات کلیدی در توسعه پایدار است. استفاده بیشتر از انرژی های تجدیدپذیر، علاوه بر کاهش آلودگی محیط زیست، به استفاده بهینه از منابع انرژی کمک می کند. گازهای گلخانه ای ناشی از سوخت های فسیلی، عامل اصلی گرمایش زمین بوده و این مسئله به تغییرات اقلیمی و کاهش تنوع زیستی منجر شده است. به همین دلیل، بسیاری از کشورها در حال سرمایه گذاری در انرژی های تجدیدپذیرند تا وابستگی خود را به منابع انرژی پایان پذیر کاهش دهند. 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 می شود که تولید و مصرف سنتی انرژی اثرات منفی مستقیمی بر محیط زیست و منابع طبیعی در سطوح محلی، منطقه ای و جهانی دارد و منجر به حمایت از انرژی های تجدیدپذیر به عنوان منابع پاک شده است. اگرچه نظریه های سنتی رشد اقتصادی^۱، تا حد زیادی تأثیر مصرف انرژی^۲ را بر روی رشد اقتصادی نادیده گرفته اند؛ اما محققان تلاش های قابل توجهی برای کشف رابطه بالقوه

1. Economic Growth

2. Energy Consumption

بین این رو متغیر در چند دهه گذشته انجام داده‌اند (یاکواچ^۱، ۲۰۱۸). فعالیت‌های اقتصادی که عملکرد رشد اقتصادی و توسعه کشورها را تعیین می‌کنند، مانند تولید و مصرف، به شدت به مصرف انرژی وابسته‌اند.

علاوه بر چالش‌های زیست‌محیطی، رشد سریع جمعیت، شهرنشینی و افزایش آلودگی، تقاضا برای انرژی را افزایش داده است. اثرات منفی شهرنشینی سریع که به عنوان یکی از عوامل اصلی گرمایش جهانی پذیرفته شده است، با استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر تا حدودی قابل پیشگیری است. انرژی‌های تجدیدپذیر یک منبع انرژی داخلی است که می‌تواند وابستگی به منابع انرژی خارجی را کاهش داده و ایجاد سیاست‌های مستقل انرژی را در سطح ملی تسهیل کند (اصلان و اوکال^۲، 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 تجدیدپذیرند (استرونز و همکاران^۳، ۲۰۱۶). دولت‌ها همچنین، در تلاش‌اند تا سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر را از طریق مشوق‌های مالی مانند کاهش مالیات و تسهیلات اعتباری تشویق کنند (آپرگیس و پین^۴، ۲۰۱۴).

براساس گزارش بی‌پی^۵ (۲۰۱۹)، صرف 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 کرده‌اند. همچنین بیشترین نرخ افزایش مصرف انرژی در گاز طبیعی مشاهده شد، در حالی که انرژی‌های تجدیدپذیر دومین نرخ رشد بالاتر پس از گاز طبیعی را داشتند. علی‌رغم افزایش اهمیت و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در سال‌های اخیر، سهم آن در میزان مصرف انرژی اولیه ۴ درصد بوده است که می‌توان آن را در سطح بسیار پایینی از میزان مصرف ارزیابی کرد (بی‌پی، ۲۰۱۹). این نشان می‌دهد که سبد انرژی همچنان تحت سلطه منابع انرژی تجدیدناپذیر است. با وجود اینکه سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی بسیاری از کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، همچنان پایین است، بررسی رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر

-
1. Jakovac
 2. Aslan & Ocal
 3. Strunz et al.
 4. Apergis & Payne
 5. British Petroleum (BP)

و رشد اقتصادی از چندین جهت حائز اهمیت است: اولاً سیاست‌های بین‌المللی و توافقات زیست‌محیطی (مانند توافق پاریس) بسیاری از کشورهای در حال توسعه 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^۱ و رشد اقتصادی نه تنها 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. علیت نامتقارن بررسی مفصلی از پیوند بین متغیرها را ارائه می‌دهد به گونه‌ای که ممکن است متغیرها پاسخ‌های مشابهی به شوک‌های 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 می‌کند. این موضوع استحکام تجزیه و تحلیل را افزایش داده و امکان ایجاد سیاست‌های قوی‌تری را فراهم می‌کند.

در این مطالعه، برای بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی، از آزمون علیت پانل بوت‌استرپ کونیا (۲۰۰۶) و همچنین آزمون علیت نامتقارن یلانچی و آیدین^۲ (۲۰۱۷) برای ۱۹۹۰-۲۰۲۰ برای کشورهای در حال توسعه استفاده شده است. اگرچه روش بوت‌استرپ پیش‌تر در مطالعاتی مانند (اورجان و اوزترک^۳، 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 در حال توسعه به کار گرفته نشده است.

از این رو، مطالعه حاضر با ترکیب روش بوت‌استرپ کونیا با آزمون علیت نامتقارن، رویکرد جدیدی را در بررسی این رابطه ارائه می‌دهد. این روش علاوه بر بررسی علیت کلی

1. Renewable Energy Consumption

2. Yilanci & Aydin

3. Ozcan & Ozturk

بین متغیرها، تأثیر شوک‌های مثبت و منفی را نیز به صورت جداگانه تحلیل می‌کند و امکان بررسی دقیق‌تر پویایی‌های این رابطه را فراهم می‌آورد.

این مطالعه دارای دو جنبه نوآورانه است: نخست، تمرکز بر کشورهای در حال توسعه 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، به کارگیری ترکیبی از روش بوت‌استرپ کونیا^۱ (۲۰۰۶) و آزمون علیت نامتقارن یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) است. اگرچه آزمون بوت‌استرپ 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 در حال توسعه 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 شده و در بخش سوم، روش تحقیق شامل مدل تجربی و معرفی متغیرها و داده‌های مورد استفاده تشریح شده است. بخش چهارم به تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق پرداخته شده و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و سیاستی اختصاص یافته است.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

از زمان تلاش پیشگام کرافت^۲ (۱۹۷۸)، تعامل بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی به‌طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. بیشتر مطالعات بر پیوند بین این دو متغیر متمرکز بودند (ساری و سویتاس^۳، ۲۰۰۷؛ ولدروفائل^۴، ۲۰۰۹؛ بلکه^۵، ۲۰۱۱ و گاردینر و هاجک^۶، ۲۰۲۰).

-
1. konya
 2. Kraft
 3. Sari & Soytaş
 4. Wolde-Rufael
 5. Belke et al.
 6. Gardiner & Hajek

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 به عنوان 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 به عنوان 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. از این رو، 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 مورد بحث قرار می‌گیرد و در نهایت، دلایل نظری وجود علیت نامتقارن در این رابطه تشریح می‌شود.

رابطه بین انرژی و رشد اقتصادی یکی از مباحث کلیدی در اقتصاد توسعه و محیط‌زیست است. براساس نظریه رشد نئوکلاسیکی سولو^۱ (۱۹۵۶)، رشد اقتصادی تابعی از سرمایه، نیروی کار و پیشرفت فناوری است. مصرف انرژی، به عنوان 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: استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به ویژه در صنایعی که به بهره‌وری انرژی وابسته‌اند، 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.

1. Solow

2. Total Factor Productivity

- 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^۱، ۲۰۱۰).

- کاهش آثار منفی زیست‌محیطی و هزینه‌های خارجی^۲: رشد اقتصادی در بسیاری از کشورها با مصرف انرژی‌های فسیلی همراه بوده که به آلودگی زیست‌محیطی منجر می‌شود. مدل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس^۳ 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^۴، 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 (آچاراویجی و اوزترک^۵، ۲۰۱۲). کشورهایی که رشد اقتصادی پایدارتری دارند، سیاست‌های یارانه‌ای برای انرژی‌های تجدیدپذیر را بیشتر مورد توجه قرار می‌دهند.

- 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^۶، 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^۷، ۲۰۱۳).

-
1. Ozturk
 2. Externalities
 3. Environmental Kuznets curve
 4. Grossman & Krueger
 5. Acaravci & Ozturk
 6. Sadorsky
 7. Pao & Fu

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

الف) 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 (ییلانچی و آیدین، ۲۰۱۷).

- اثر منفی (دوره‌های رکود اقتصادی): در زمان رکود، دولت‌ها و سرمایه‌گذاران منابع مالی کمتری برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر دارند. از آنجایی که این منابع نیاز به سرمایه‌گذاری اولیه بالایی دارند، رکود می‌تواند تأثیر بیشتری بر کاهش مصرف انرژی تجدیدپذیر داشته باشد (بلک و همکاران^۱، ۲۰۱۱).

ب) 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^۲، 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^۳، 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 دولتی، نوسانات قیمت سوخت‌های فسیلی و شوک‌های اقتصادی قرار

1. Belke et al.
2. Doytch & Narayan
3. Rahman & Velayutham

دارد. بنابراین، رویکردهای اقتصادسنجی که تأثیر نامتقارن شوک‌ها را در نظر می‌گیرند، می‌توانند تصویر دقیق‌تری از این رابطه ارائه دهند.

اگرچه ادبیات گسترده‌ای در این حوزه موجود است، اما هیچ اتفاق نظری در مورد جهت علیت بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی وجود ندارد. مهم‌ترین دلیل این امر بدان جهت است که کشورها، مناطق، دوره‌ها، متغیرها و روش‌شناسی‌های مورد مطالعه با یکدیگر متفاوت‌اند. علاوه بر این، همان‌طور که اوزتورک (۲۰۱۰) بیان می‌کند، ترجیحات مختلف اقتصادی - سیاسی و ساختارهای فرهنگی کشورها برخی از دلایل مهم تمایز رابطه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر با رشد اقتصادی‌اند.

رابطه علیت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را می‌توان با چهار فرضیه مختلف آزمایش کرد: رشد، حفاظت، بازخورد و فرضیه بی‌طرفی (اوزتورک، ۲۰۱۰).

۱. فرضیه رشد نشان می‌دهد که علیت یک‌طرفه از مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به رشد اقتصادی وجود دارد. در چارچوب این فرضیه، سیاست‌های حفاظت از انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد زیرا مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر یک عامل تعیین‌کننده و تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است. این استدلال در مقابل این ایده قرار می‌گیرد که مصرف انرژی ممکن است به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم با تکمیل سرمایه و نیروی کار در تابع تولید کلاسیک باعث رشد اقتصادی شود. فرضیه رشد در صورتی پشتیبانی می‌شود که علیت یک‌طرفه 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. براساس فرضیه رشد، سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی که مصرف انرژی را کاهش می‌دهد ممکن است تأثیر نامطلوبی بر رشد اقتصادی داشته باشد.

۲. فرضیه حفاظت، علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را نشان می‌دهد. در این فرضیه، سیاست‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر منفی نمی‌گذارد زیرا وابستگی رشد 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، زیرساخت‌ها، باز بودن تجارت و یا مصرف انرژی با موانعی مواجه شود.

۳. فرضیه بازخورد، علیت واکنشی دوطرفه بین هر دو متغیر را تعریف می کند. در این مورد، سیاست های حفظ انرژی می تواند رشد اقتصادی را تضعیف کند. علاوه بر این، تحولات در رشد اقتصادی نیز بر میزان مصرف از انرژی های تجدیدپذیر تأثیر می گذارد. آزمون علیت گرنجر دو طرفه است و این رابطه علیت دو طرفه پیامدهای سیاستی مهمی دارد.

۴. فرضیه بی طرفی بیان می کند که هیچ ارتباط علی بین دو متغیر وجود ندارد. اگر این فرضیه معتبر باشد، کاهش مصرف انرژی های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی تأثیر نمی گذارد.

۲-۲. پیشنهاد پژوهش

مطالعات متعددی به بررسی تأثیر مصرف انرژی های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی پرداخته اند، اما بسیاری از آن ها بر کشورهای توسعه یافته متمرکز بوده اند و کمتر به کشورهای در حال توسعه پرداخته اند (آپرگیس و پین، ۲۰۱۴، رحمان و ولایوتام، ۲۰۲۰). این کمبود مطالعات به دلیل سهم پایین انرژی های تجدیدپذیر در کشورهای در حال توسعه بوده است، اما با تغییر سیاست های انرژی و افزایش تعهدات زیست محیطی این کشورها، مطالعه این رابطه بیش از پیش اهمیت یافته است. به عنوان مثال، تحقیقات اخیر نشان داده اند که حتی در کشورهایی که مصرف انرژی های تجدیدپذیر پایین است، تغییر در سیاست های دولت و توسعه فناوری می تواند باعث تغییرات معناداری در این بخش شود (دوچ و نارایان، ۲۰۲۱).

بنابراین بررسی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، نه تنها از لحاظ تحلیل وضعیت کنونی، بلکه برای سیاست گذاری های آتی نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. پس از بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته شده در این حوزه، ما خلاصه ای از موارد یافته شده را در جدول زیر جمع بندی کرده ایم.

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

نویسندگان / سال	نمونه مورد مطالعه و دوره بررسی	روش مطالعه	یافته‌ها
آپرگیس و پین ^۱ (۲۰۱۴)	۲۵ کشور OECD ۱۹۸۰-۲۰۱۱	هم‌انباشتگی پدرونی، FMOLS، علیت پانل	اعتبار فرضیه بازخورد (واکنش دوطرفه)
چانگ ^۲ و همکاران (۲۰۱۵)	کشورهای G-7 ۱۹۹۰-۲۰۱۱	علیت گرنجر	اعتبار فرضیه بازخورد
اینگلسای - لوتز ^۳ (۲۰۱۶)	۳۴ کشور OECD ۱۹۹۰-۲۰۱۰	هم‌انباشتگی پدرونی	اعتبار فرضیه رشد (علیت یک طرفه از EC به EG)
آکادیری ^۴ و همکاران (۲۰۱۹)	۲۸ کشور اتحادیه اروپا ۱۹۹۵-۲۰۱۵	ARDL، علیت DH	اعتبار فرضیه بازخورد
اوزجان و اوزترک ^۵ (۲۰۱۹)	۱۷ کشور بازارهای نوظهور ۱۹۹۰-۲۰۱۶	علیت پانل بوت‌استرپ	اعتبار فرضیه بازخورد بجز لهستان = رشد
رحمان و ولایوتهم ^۶ (۲۰۲۰)	۵ کشور جنوب آسیا ۱۹۹۰-۲۰۱۴	هم‌انباشتگی پدرونی، FMOLS، علیت DH	اعتبار فرضیه حفاظت (علیت یک طرفه از EG به EC)
دویچ و نارایان ^۷ (۲۰۲۱)	۱۰۷ کشور ۱۹۸۴-۲۰۱۹	GMM	اعتبار فرضیه رشد
عیوب اوغلی و اوزار ^۸ (۲۰۲۱)	۱۵ کشور نوظهور ۱۹۹۰-۲۰۱۵	علیت پانل بوت‌استرپ	اعتبار فرضیه بی‌طرفی
آصف ^۹ و همکاران (۲۰۲۱)	۹۹ کشور ۱۹۹۵-۲۰۱۷	DOLS، FMOLS	اعتبار فرضیه رشد
برادیا ^{۱۰} و همکاران (۲۰۲۲)	عربستان سعودی ۱۹۹۰-۲۰۲۰	آزمون ریشه واحد، علیت پانل بوت‌استرپ، VECM	اعتبار فرضیه بازخورد
کیلچی ^{۱۱} (۲۰۲۳)	کشورهای منتخب منطقه یورو ۱۹۹۰-۲۰۲۰	آزمون ریشه واحد، علیت یاماموتو	اعتبار فرضیه بازخورد

منبع: یافته‌های پژوهشگر

1. Apergis & Payne
2. Chang et al.
3. Inglesi-Lotz
4. Akadiri et al.
5. Ozcan & Ozturk
6. Rahman & Velayutham
7. Doytch & Narayan
8. Eyuboglu & Uzar
9. Asif et al.
10. Berradia et al.
11. Kilci

جدول ۲. مطالعات داخلی تجربی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی

نویسندگان / سال	نمونه مورد مطالعه و دوره بررسی	روش مطالعه	یافته‌ها
فطرس و همکاران (۱۳۹۰)	کشورهای عضو OECD و غیر عضو شامل ایران ۱۹۸۰-۲۰۰۸	آزمون ریشه واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی، آزمون حداقل مربعات معمولی پویا	وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مذکور
ارباب و همکاران (۱۳۹۴)	کشورهای منتخب عضو اوپک ۱۹۸۵-۲۰۱۵	آزمون ریشه واحد، علیت گرنجر، آزمون F لیمر و هاسمن	اعتبار فرضیه رشد
کریمی و همکاران (۱۳۹۶)	ایران ۱۳۶۰-۱۳۹۳	VECM, ARDL	اعتبار فرضیه بی‌طرفی در بلند مدت و اعتبار فرضیه حفاظت در کوتاه مدت
پرهیزکار و همکاران (۱۳۹۹)	کشورهای عضو اوپک ۱۹۹۰-۲۰۱۹	داده‌های تابیلویی، الگوی GLS	اعتبار فرضیه بی‌طرفی
کریم‌پور و همکاران (۱۳۹۹)	کشورهای منتخب منطقه منا ۱۹۹۰-۲۰۱۵	خودرگرسیون برداری پانل	اعتبار فرضیه رشد
نوبهار و صادقی (۱۴۰۲)	کشورهای دو گروه D8 و G7 ۲۰۰۰-۲۰۲۲	علیت DH، علیت کونیا	اعتبار فرضیه حفاظت در گروه D8 و اعتبار فرضیه رشد در گروه D7

منبع: یافته‌های پژوهش

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 مانند آپرگیس 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 در حال توسعه 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 بوت‌استرپ کونیا (۲۰۰۶) و آزمون علیت نامتقارن یلانچی و آیدین (۲۰۱۷)، برای اولین بار این رابطه را در کشورهای در حال توسعه 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.

۳. 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)^۱، از روش علیت گرنجری کونیا بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ در بین ۲۶ کشور منتخب در حال توسعه^۲ استفاده شده است. انتخاب کشورها براساس دسترسی به داده‌های آن‌ها بود و همه داده‌ها از پایگاه داده بانک جهانی و بی‌پی استخراج شده است. برای انتخاب کشورهای مورد مطالعه، ابتدا تمامی کشورهای در حال توسعه براساس 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 براساس منابعی مانند گزارش‌های بانک جهانی و آژانس بین‌المللی انرژی انجام شده است. بررسی منابع داده نشان می‌دهد که اطلاعات مربوط به سال‌های اخیر به صورت کامل در دسترس نبوده و برخی کشورها هنوز آمار رسمی را منتشر نکرده‌اند. بنابراین، برای حفظ یکنواختی داده‌ها در بین کشورهای منتخب، آخرین سال مورد بررسی ۲۰۲۰ در نظر گرفته شده است.

1. GDP per capita (constant 2015 US\$)

۲. 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.

۳-۱. 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^۱ و آزمون‌های والد^۲ با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور است. 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 کامل جداگانه برای هر مقطع) این است که در روش کونیا از همبستگی همزمانی که در چارچوب داده‌های تابلویی ممکن است بین مقاطع وجود داشته باشد^۳ بهره گرفته 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:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l} x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,1,l} z_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t} \\ y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l} x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,2,l} z_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t} \\ y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l} x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,N,i} z_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t} \end{aligned} \quad (1)$$

و

$$\begin{aligned} X_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{2,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{2,1,l} x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{2,1,l} z_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t} \\ X_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{2,2,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{2,2,l} x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{2,2,l} z_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t} \\ X_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{2,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{2,N,l} x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{2,N,i} z_{N,t-l} + \varepsilon_{2,N,t} \end{aligned} \quad (2)$$

در رابطه‌های ۱ و ۲، N به تعداد مقاطع در پانل، t به دوره زمانی (t = 1, ..., T)، mly و mlx به طول تأخیر بهینه و t و ε_i به جملات خطا اشاره دارند.

1. Seemingly Unrelated Regressions
2. Wald tests
3. Cross-Sectional Dependence

رابطه‌های ۱ و ۲، دارای دو ویژگی متمایزند: اولاً هر معادله در سیستم‌های ۱ و ۲، دارای متغیرهای از پیش تعیین شده مختلفند و جملات خطا ممکن است یک همبستگی مقطعی داشته باشند، از این رو این مجموعه معادلات VAR نیست، بلکه سیستم رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب است. ثانیاً از آنجا که 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 می‌گیرند (کونیا، ۲۰۰۶). با انجام آزمون علیت گرنجر در این سیستم:

۱. چنانچه تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و تمام $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علیت یک طرفه از x به y خواهیم داشت.
 ۲. چنانچه تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و تمام $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر باشند، علیت یک طرفه از y به x خواهیم داشت.
 ۳. اگر تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها و $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و معنادار باشند، علیت دو طرفه یا یک جریان بازخورد بین x و y خواهیم داشت.
 ۴. اگر تمام $\gamma_{1,j,i}$ ها و $\beta_{2,j,i}$ 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 به‌طور مستقل یک به یک با روش حداقل مربعات معمولی^۱ تخمین زد در نتیجه حداقل مربعات معمولی بهترین برآوردگر غیرخطی است. ولی با وجود همبستگی هم‌زمان در میان اعضای پانل، روش حداقل مربعات معمولی ناکارآمد است و تخمین‌زن رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب کاراتر از تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی‌اند (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. به‌طور 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

1. OLS

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^۱ و شوآرزیزین^۲. 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 , mlx_2 و mly_1 , mly_2 برآورد و ترکیباتی انتخاب می‌شوند که آماره‌های آکائیک و شوآرزیزین را حداقل کند. مطابق با روش کونیا، در نظر گرفتن 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).

$$AIC_k = LN|W| + \frac{2N_q^2}{T} \quad (۳)$$

و

$$SC_k = LN|W| + \frac{N_q^2}{T} + LN(T) \quad (۴)$$

در روابط فوق، W ماتریس کواریانس باقیمانده تخمین زده شده، N تعداد معادلات، q تعداد ضرایب هر معادله و T اندازه نمونه کل در $k = 1, 2$ 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 رابطه‌های ۱ و ۲ است. در صورت رد فرضیه صفر استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب منجر به افزایش کارایی نسبت به روش حداقل مربعات معمولی خواهد شد (کونیا، ۲۰۰۶).

$$\lambda = T \sum_{i=2}^N \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \quad (۵)$$

چون تمام کشورها به‌طور هم‌زمان باهم در نظر گرفته شده‌اند، بنابراین، امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل وجود دارد. با استفاده از آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص هر کشور به بررسی علّیت گرنجر از x به y در رابطه ۱ و از y به

x در رابطه ۲، پرداخته می‌شود. بوت‌استرپ در واقع یک روش باز نمونه‌گیری است. به علت اختصار، بر روی 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 به کار برده می‌شود. روند کار به صورت زیر شامل چهار گام است:

گام اول: تخمین معادلات سیستم (۱) تحت فرضیه صفر که هیچ علّیتی از x به y وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\gamma_{1,i,t} = 0$ برای تمام tها (کشورها) و iها (وقفه‌ها))، باقیمانده‌ها^۱ را به دست می‌آوریم:

$$e_{H0,i,t} = y_{i,t} - \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{l=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,i,l} y_{i,t-l} \quad (6)$$

for $i=1, \dots, N$ and $t=1, \dots, T$

از این باقیمانده‌ها، ماتریس $[e_{H0,i,t}]_{N \times T}$ را به دست می‌آوریم.

گام دوم: این باقیمانده‌ها را باز نمونه‌گیری 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 $[e_{H0,i,t}]_{N \times T}$ را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت‌استرپ انتخاب شده را به صورت $e^{*H0,i,t}$ نشان می‌دهیم که $t = 1, \dots, T^*$ و T^* می‌تواند از T بزرگ‌تر باشد.

گام سوم: بار دیگر با فرض آنکه هیچ گونه علّیتی توسط X وجود ندارد، نمونه استرپ y را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$y_{i,t}^* = \hat{\alpha}_{1,i} + \sum_{l=1}^{mly_1} \hat{\beta}_{1,i,l} y_{i,t-l}^* + e_{H0,i,t}^* \quad t=1, \dots, T^* \quad (7)$$

گام چهارم: $y_{j,t}^*$ را جایگزین $y_{j,t}$ کرده و سیستم (۱) را بدون اعمال هیچ گونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم، سپس آزمون والد را برای هر کشور به طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علّیت، 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 بوت‌استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام، ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت‌استرپ برای هر آماره آزمون از ۱۰ هزار بار تکرار به دست می‌آید.

۳-۲. آزمون‌های وابستگی مقطعی و همگنی شیب

آزمون علیت گرنجری کونیا (۲۰۰۶) در داده‌های پانلی براساس 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؛ در صورتی 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 علیت گرنجر در بین داده‌های پانلی، انجام آزمون همبستگی بین مقاطع است (پسران، ۲۰۰۶). بر این اساس، آزمون‌های متعددی از جمله 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) برخلاف 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 به صورت زیر قابل محاسبه است:

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

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

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

1. Pesaran
2. Breusch and Pagan
3. Pesaran' CD test

چنانچه آماره CD محاسباتی در یک سطح معنی داری از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، فرضیه صفر رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه گیری می شود (هویوس و سارافیدیس^۱، 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 علی باید در نظر گرفته شود. به علت ویژگی خاص هر کشور فرض همگنی (تجانس) را برای پارامترهای اعضای نمونه نمی توان در نظر گرفت (بریتونگ^۲، ۲۰۰۵). ممکن است در تحلیل رابطه علی بین متغیرهای مورد بررسی در داده های پانل، نتایج گمراه کننده های به دست آید. به منظور انجام آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل، از آزمون دلتا استفاده شده است که در آن، فرضیه صفر، یکسان بودن شیب تمام مقاطع و فرضیه مقابل، عدم تجانس بین اعضای نمونه می باشد. آماره این آزمون به صورت زیر تعریف می شود:

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

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

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

که در آن، $\hat{\beta}_i$ و $\tilde{\beta}_{WFE}$ به ترتیب تخمین زن حداقل مربعات معمولی تلفیقی و تخمین زن تلفیقی اثرات ثابت وزنی β_i از معادله (۶)، M_T ماتریس شناسایی و $\tilde{\delta}_i^2$ تخمین زن δ_i^2 است (پسران و یاماگاتا^۳، ۲۰۰۸).

۳-۳. 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

1. Hoyos & Sarafidis

2. Breitung

3. Pesaran & Yamagata

محدودکننده 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^۱، ۱۹۷۰، اسپنس^۲، ۱۹۷۳، استیگلitz^۳، ۱۹۷۴). براساس این واقعیت، اجازه دادن به ساختار نامتقارن در تست علیت مهم است. بنابراین پیشنهاد می شود که این رفتار نامتقارن را در آزمون علیت با ساخت مجموع تجمعی شوک های مثبت و منفی در نظر بگیریم. یک رویکرد شبیه سازی بوت استرپ با تنظیمات اهرمی می تواند برای تولید مقادیر بحرانی دقیق تر مورد استفاده قرار گیرد.

مزیت تکنیک شبیه سازی بوت استرپ این است که بر توزیع تجربی مجموعه داده های زیربنایی تکیه می کند، 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 با زمان متغیر است. نتایج آزمون علیت نامتقارن با زمان متغیر می تواند 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 پاسخ های مختلف یک سری زمانی اقتصادی به شوک های مثبت و منفی تعریف می شود و پاسخ این متغیرها به شوک ها ممکن است متفاوت باشد. بنابراین، نادیده گرفتن این تفاوت ها باعث می شود که رابطه موجود بین متغیرها به گونه ای به نظر برسد که گویی وجود ندارند. این منجر به بحث هایی در مورد قابل اعتماد بودن یا نبودن تست ها می شود. هنگام در نظر گرفتن عدم تقارن، وجود روابط پنهان بین متغیرها را می توان آشکار کرد و بنابراین مؤلفه های مثبت و منفی متغیرها به طور جداگانه برای هر واحد در پانل، تجزیه و تحلیل می شوند. به همین دلیل در این تحقیق از دو نوع روش تحلیل اقتصادسنجی که عدم تقارن در آنها در نظر گرفته شده و در نظر گرفته نشده است، استفاده شده و هدف از آن کمک به ادبیات با ارائه نتایج مقایسه ای است.

1. Akerlof
2. Spence
3. Stiglitz

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 شوک‌های مثبت و منفی ممکن است با رابطه بین متغیرها متفاوت باشد و پیشنهاد کردند که داده‌ها را برای به دست آوردن شوک‌های 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 یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) به شوک‌های مثبت و منفی تقسیم شدند.

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} = X_{it,0} + \sum_{i=1,j=1}^{t,n} \varepsilon_{ij} \quad (12)$$

$$Y_{it} = Y_{it-1} + e_{it} = Y_{it,0} + \sum_{i=1,j=1}^{t,n} e_{ij} \quad (13)$$

$X_{it,0}$ و $Y_{it,0}$ مقادیر اولیه و عبارات خطا را با فرآیند نوفه سفید $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{it}}^2)$ و $e_{ij} \sim N(0, \sigma_{e_{it}}^2)$ نشان می‌دهد. شوک‌های مثبت و منفی برای هر متغیر به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\varepsilon_{it}^+ = \text{Max}(\varepsilon_{it}, 0), \varepsilon_{it}^- = \text{Min}(\varepsilon_{it}, 0) \quad (14)$$

$$e_{it}^+ = \text{Max}(e_{it}, 0), e_{it}^- = \text{Min}(e_{it}, 0) \quad (15)$$

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 می‌شوند:

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

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

بنابراین، یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) شوک‌های مثبت و منفی را برای هر متغیر به صورت زیر تعریف کردند:

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

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

1. Granger & Yoon

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:

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

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

در اینجا، عبارت (۱) نشان دهنده طول تأخیر بهینه است که می تواند با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک یا شوارزیزین 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 راه انداز نامتقارن وجود دارد:

۱. اگر تمام $\beta_{2,i} = 0$ (بقیه غیر صفر باشند) علیت یک طرفه از X_t^+ به Y_t^+ وجود دارد.
۲. برخلاف فرض اول، وقتی تمام $\delta_{1,i} = 0$ و برخی $\beta_{2,i} \neq 0$ باشد، علیت یک طرفه از Y_t^+ به X_t^+ وجود دارد.

۳. وقتی $\delta_{1,i} \neq \beta_{2,i} \neq 0$ بین متغیرهای X_t^+ و Y_t^+ علیت دو طرفه وجود دارد.

۴. وقتی $\delta_{1,i} = \beta_{2,i} = 0$ هیچ رابطه علیتی بین X_t^+ و Y_t^+ وجود ندارد.

برای شوک‌های منفی، معادلات مشابه معادلات (۲۰) و (۲۱) برقرار می‌شوند و این چهار موقعیت برای علیت معتبراند.

۴. یافته‌ها

در جدول ۳ ابتدا، آمار توصیفی متغیرهای اصلی مطالعه، شامل سهم انرژی‌های تجدیدپذیر از کل مصرف نهایی انرژی و رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه)، 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 در حال توسعه کمک می‌کند.

الف) روندها و تفاوت‌های بین کشورها:

بررسی میانگین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر 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 انرژی‌اند. 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.

ب) بررسی نوسانات و پراکندگی داده‌ها:

بررسی انحراف معیار مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر 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 بررسی شده، سهم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر 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.

ج) 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. به عنوان مثال، بنگلادش با یکی از بالاترین سهم‌ها، همچنان دارای تولید ناخالص سرانه پایینی است.

- در مقابل، کشورهایی مانند چین و ترکیه که رشد اقتصادی بالایی را تجربه کرده‌اند، در طول زمان سهم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر خود را نیز افزایش داده‌اند. این یافته می‌تواند نشان‌دهنده نقش سیاست‌های توسعه‌ای و صنعتی در تقویت استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر باشد.

د) محدودیت‌های داده‌ها و تحلیل نهایی

در برخی کشورها، داده‌های سال‌های پایانی (۲۰۱۹ و ۲۰۲۰) نسبت به سال‌های اولیه، تغییرات قابل توجهی را نشان می‌دهند که ممکن است ناشی از سیاست‌های اخیر یا تغییرات ساختاری باشد. کشورهایی که انحراف معیار بالا دارند، نشان‌دهنده نوسانات زیاد در سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در طول سال‌های مختلفند که می‌تواند بر قابلیت پیش‌بینی این متغیر تأثیر بگذارد. با توجه به نتایج آمار توصیفی، مشخص می‌شود که سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای در حال توسعه به طور قابل توجهی متفاوت است و عوامل متعددی در این تفاوت‌ها نقش دارند. همچنین، رابطه مشخصی بین دو متغیر مشاهده نمی‌شود، که این مسئله

اهمیت تحلیل‌های علی 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

بررسی علیت متقارن و نامتقارن بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد ... | سلمانی بی شک و قربانپور | ۱۲۳

نام کشورها	متغیرها	میانگین	کمینه	بیشینه	انحراف معیار	شاخص چولگی
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

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحله اول، چندین آزمون آماری برای بررسی ویژگی‌های داده‌ها انجام شده است. آزمون LM بروش و پاگان (۱۹۸۰) و آزمون وابستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) برای بررسی وابستگی بین بخش‌های مختلف نمونه به کار رفته‌اند. همچنین، آزمون همگنی شیب پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) بررسی کرده که آیا رابطه بین متغیرها در تمام بخش‌ها یکسان است یا خیر. نتایج این آزمون‌ها در جداول ۴ و ۵ ارائه شده است.

با توجه به نتایج این آزمون‌ها، مشخص شد که بین کشورهای مورد بررسی وابستگی مقطعی و ناهمگنی وجود دارد. به این معنی که کشورهای مختلف در این مطالعه به هم وابسته‌اند و تأثیر متغیرها در آن‌ها یکسان نیست. بنابراین، برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها، بهتر است از روش کونیا (۲۰۰۶) استفاده شود، چون این روش نسبت به این مشکلات مقاوم است.

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که فرضیه «عدم وابستگی بین کشورها» رد شده و این یعنی بین کشورهای نمونه همبستگی وجود دارد. همچنین، نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که فرضیه «یکسان بودن تأثیر متغیرها در همه کشورها» رد شده و تفاوت‌هایی بین کشورها در این رابطه وجود دارد.

جدول ۴. تایید آزمون‌های وابستگی مقطعی بین اعضای پانل

گروه	جهت علیت	LM بروش پاکان		LMadj پسران		CD تست پسران	
		آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
کشورهای در حال توسعه	REC→ED	۵۷۸۱/۰۱	۰/۰۰	۲۱۴	۰/۰۰	۵۴/۶۶	۰/۰۰
	ED→REC	۳۹۳۳/۴۸	۰/۰۰	۱۴۱/۵۳	۰/۰۰	۶/۰۲	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون همگنی شیب پسران و یاماگاتا

کشورهای در حال توسعه				
H0	Δ		$\bar{\Delta}$	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
REC→ED	۴/۷۱۱	۰/۰۰۰	۵/۰۶۹	۰/۰۰۰
ED→REC	۴/۹۹۱	۰/۰۰۰	۵/۳۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

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 با حداکثر طول وقفه ۴ انجام شده است. بعد از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علیت گرنجری تلفیقی کونیا (۲۰۰۶) انجام شده و نتایج آن در جدول ۶ آمده است. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت‌استرپ (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 می شود 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) تأکید کردند که اثرات شوک های منفی و مثبت ممکن است متفاوت باشند. آن ها توصیه کردند که متغیرها باید به اجزای خود تقسیم شوند. نتایج آزمون های یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) در جداول ۷ و ۸ گزارش شده است. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج به دست آمده می پردازیم.

براساس اطلاعات سمت راست جدول ۶ که به بررسی فرضیه صفر در مورد اینکه آیا رشد اقتصادی باعث مصرف از انرژی های تجدیدپذیر در کشورهای در حال توسعه می شود 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 انرژی های تجدیدپذیر را نمی توان برای کشورهای مذکور رد کرد. همچنین با توجه به علامت مجموع ضرایب که جهت علیت را از رشد اقتصادی به مصرف انرژی های تجدیدپذیر نشان می دهد که در کشورهای الجزایر، بلاروس و قزاقستان مثبت و برای کشورهای آرژانتین، چین، مصر، هندوستان و ازبکستان منفی است.

همچنین براساس یافته های سمت چپ جدول ۶، مقدار آماره والد برای کشورهای الجزایر، هندوستان، مکزیک و ویتنام از مقدار بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور در سطح ۱۰٪ بیشتر آمده است. بنابراین وجود علیت از سمت مصرف انرژی های تجدیدپذیر به رشد اقتصادی سرانه برای کشورهای مشخص شده غیر قابل انکار است. همچنین طبق اطلاعات بدست آمده در مجموعه کشورهای در حال توسعه یک رابطه دو طرفه بین رشد اقتصادی سرانه و مصرف انرژی های 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 ۶. نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

نام کشورها	رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیست: H0			تجدیدپذیر نیست: H0		
	مقدار بحرانی بوت‌استرپ در سطح ۱۰٪	آماره والد	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	مقدار بحرانی بوت‌استرپ در سطح ۱۰٪	آماره والد	مجموع ضرایب (نشانه علیت)
آذربایجان	۶/۰۸۸۰	۰/۰۲۰۱	-۰/۰۰۰۰	۷/۷۳۸۳	۳/۲۹۱۳	-۳۸۸/۰۶۳۷
آرژانتین	۳/۳۲۱۷	۲/۷۷۱۷	-۰/۰۰۰۱	۴/۹۲۰۶	۲۰/۱۸۵۰*	-۲۷۸/۹۷۶۵
ازبکستان	۳/۱۵۶۹	۱/۵۱۰۸	۰/۰۰۰۸	۴/۰۸۸۵	۶/۱۸۰۱*	-۴۹/۴۱۹۲
آفریقای جنوبی	۸/۱۲۷۰	۲/۱۵۳۹	-۰/۰۰۲۲	۶/۴۸۰۹	۱/۳۳۷۳	۲۸/۷۵۸۷
اکراین	۲/۳۸۶۰	۱/۸۳۸۲	۰/۰۰۰۰	۴/۵۳۲۲	۲/۲۹۶۶	-۸۰۶/۰۸۲۹
اکوادور	۷/۶۵۲۵	۰/۷۰۸۸	۰/۰۰۰۵	۲/۸۰۰۱	۲/۱۵۱۷	-۱۹/۲۴۹۸
الجزایر	۵/۵۰۳۱	۹/۹۸۳۸*	-۰/۰۰۰۱	۱/۷۰۲۲	۷/۲۹۲۶*	۳۰۰/۲۶۲۱
اندونزی	۳/۰۳۶۲	۰/۲۳۴۸	۰/۰۰۱۵	۳/۳۰۹۸	۰/۳۲۶۶	۱/۴۲۹۴
ایران	۷/۱۳۱۹	۰/۵۹۷۶	-۰/۰۰۱۴	۶/۸۷۹۵	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۳۸۸
برزیل	۳/۰۱۰۰	۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۰۰	۳/۸۷۹۵	۰/۴۴۱۲	۱/۴۹۹۳
بلاروس	۲/۲۷۱۸	۰/۰۶۳۹	۰/۰۰۰۱	۲/۸۱۴۱	۶/۰۷۶۸*	۱۷/۴۷۳۲
بنگلادش	۹/۳۳۴۵	۳/۲۸۹۴	۰/۰۰۶۱	۴/۸۹۵۹	۰/۱۲۶۶	-۵/۲۶۴۹
پاکستان	۵/۷۰۲۴	۰/۰۱۰۸	-۰/۰۰۰۴	۴/۸۸۵۹	۰/۰۱۷۶	-۱۹/۹۳۳۴
پرو	۳/۲۶۲۳	۱/۴۶۲۲	-۰/۰۰۱۶	۷/۴۸۵۴	۰/۱۵۳۴	۷/۴۲۶۵
تایلند	۵/۹۹۱۱	۰/۰۴۹۶	-۰/۰۰۰۶	۶/۰۰۰۶	۰/۰۲۸۷	۱۰/۰۳۰۴
ترکمنستان	۶/۳۳۷۱	۰/۳۶۴۶	-۰/۰۰۰۱	۴/۴۶۵۷	۱/۱۸۹۰	۶۹/۲۵۱۴
ترکیه	۴/۰۹۳۸	۳/۱۹۲۷	۰/۰۰۰۵	۲/۹۷۸۸	۰/۱۳۸۱	۱۳/۰۰۸۱
چین	۴/۴۳۸۰	۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۰	۵/۰۲۰۵	۵/۳۵۰۵*	-۴۹/۸۲۲۴
فیلیپین	۲/۵۸۱۱	۰/۶۳۸۵	۰/۰۰۰۵	۴/۹۲۹۴	۰/۰۱۷۵	-۴/۵۸۱۸
قزاقستان	۳/۳۱۳۴	۱/۳۹۶۲	-۰/۰۰۰۱	۲/۷۵۱۶	۹/۳۱۶۶*	۳۲۴/۶۶۷۴
کلمبیا	۵/۴۸۴۹	۲/۷۰۳۸	۰/۰۰۱۴	۴/۹۴۴۴	۲/۸۱۳۷	-۱۰۸/۷۷۴۸
مالزی	۵/۳۶۱۵	۲/۱۸۲۶	۰/۰۰۰۳	۳/۷۱۳۶	۱/۰۱۴۴	-۲۳۸/۰۱۱۱
مصر	۶/۰۱۷۸	۳/۷۰۱۷	۰/۰۰۰۷	۴/۸۵۸۷	۱۶/۶۷۵۳*	-۱۵۷/۷۳۱۳
مکزیک	۳/۳۸۷۹	۳/۸۵۵۹*	۰/۰۰۰۶	۲/۰۱۴۴	۰/۰۷۹۸	-۵/۸۹۶۳
ویتنام	۲/۵۴۱۹	۳/۴۷۱۷*	۰/۰۰۷۳	۳/۰۹۱۰	۰/۵۳۹۶	-۳/۱۳۴۴
هندوستان	۲/۸۵۹۹	۱۷/۴۲۶۷*	۰/۰۳۷۳	۳/۴۳۰۷	۱۳/۵۵۴۸*	-۱۵۹/۱۶۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج شوک‌های مثبت آزمون یلانچی و آیدین (۲۰۱۷) در جدول ۷ گزارش شده است. در مرحله اول، زمانی که علیت نامتقارن بین شوک‌های مثبت مورد بررسی قرار می‌گیرد، 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 ۶ 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 ۷ 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 ۶ و ۷ پردازیم 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.

جدول ۷. نتایج آزمون علیت (+ و +) یلانچی و آیدین (۲۰۱۷)

نام کشورها	رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیست: H0			مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر علت گرنجری رشد اقتصادی نیست: H0		
	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت‌استرپ در سطح ۱۰٪	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت‌استرپ 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

منبع: یافته‌های پژوهش

در رابطه با جدول ۸ که پیوندهای علیت بین مؤلفه‌های منفی متغیرها را نشان می‌دهد. 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 ۶ 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 بی‌طرفی 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 تأیید شد.

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 ۶ می‌توان دید که الجزایر و مکزیک فرضیه رشد نامعتبر و برای هندوستان فرضیه بازخورد نامعتبر شده و با تأثیر شوک منفی برای کشور الجزایر فرضیه بی‌طرفی، برای مکزیک فرضیه بازخورد و برای هندوستان فرضیه رشد به اثبات رسیده است.

جدول ۸. نتایج آزمون علیت (- و -) یلانچی و آیدین (۲۰۱۷)

نام کشورها	رشد اقتصادی علت گرنجری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیست: H0			تجدیدپذیر نیست: H0		
	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت‌استرپ در سطح ۱۰٪	مجموع ضرایب (نشانه علیت)	آماره والد	مقدار بحرانی بوت‌استرپ 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

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه گیری

در این پژوهش، رابطه علیت گرنجری متقارن و نامتقارن میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در ۲۶ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ بررسی شد تا مشخص شود جهت علیت در سطح کشورها یکسان بوده است یا خیر و آیا تفکیک شوک‌های مثبت و منفی می‌تواند اطلاعاتی سیاستی دقیق‌تری ارائه دهد. برای پاسخ به این پرسش، ابتدا آزمون علیت پانل بوت‌استرپ کونیا (۲۰۰۶) در چارچوب SUR به کار گرفته شد که ناهمگونی ضرایب در میان کشورها را لحاظ کرده و وابستگی مقطعی را نیز مدیریت کرد؛ سپس به منظور آشکارسازی روابط احتمالی نامتقارن، سری‌های زمانی به مؤلفه‌های مثبت و منفی تفکیک شدند و علیت در این مؤلفه‌ها به صورت جداگانه آزمون شد. نتایج علیت متقارن نشان داد که فرضیه حفاظت برای کشورهای آرژانتین، بلاروس، چین، مصر، قزاقستان و ازبکستان تأیید شد و فرضیه رشد برای مکزیک و ویتنام به اثبات رسید؛ همچنین فرضیه بازخورد برای الجزایر و هند معتبر بود و در سایر کشورهای نمونه، فرضیه بی‌طرفی تأیید شد. به‌طور کلی، یافته‌ها نشان داد که جهت رابطه انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی کشورمحور و ناهمگون بوده است و تعمیم یک نتیجه واحد برای همه کشورها قابل اتکا نبوده است.

در بخش علیت نامتقارن و با تمرکز بر مؤلفه‌های مثبت متغیرها، نتایج نشان داد که فرضیه حفاظت برای کشورهای چین، اندونزی، قزاقستان و مکزیک تأیید شد و فرضیه رشد برای پرو و اوکراین به اثبات رسید. همچنین فرضیه بازخورد برای کشورهای آذربایجان، مصر، هند، ایران، پاکستان، ترکمنستان و ازبکستان معتبر بود و برای سایر کشورهای نمونه فرضیه بی‌طرفی تأیید شد. مقایسه این نتایج با یافته‌های علیت متقارن نشان داد که تنها در مورد مصر و قزاقستان (در فرضیه حفاظت) و هند (در فرضیه بازخورد)، همسویی میان دو رویکرد متقارن و نامتقارن مشاهده شد و در سایر موارد، تفکیک شوک‌های مثبت به نتایجی متفاوت از تحلیل متقارن منجر شد.

در بخش علیت نامتقارن و با تمرکز بر مؤلفه‌های منفی متغیرها، نتایج نشان داد که فرضیه حفاظت برای کشورهای بلاروس و قزاقستان تأیید شد و فرضیه رشد برای کشورهای آذربایجان، بنگلادش، برزیل، چین، هند، مالزی، پاکستان، اوکراین و ویتنام به اثبات رسید. همچنین فرضیه بازخورد برای کشورهای اکوادور، مصر، مکزیک، فیلیپین، آفریقای جنوبی،

تایلند و ترکیه معتبر بود و برای سایر کشورهای نمونه فرضیه بی‌طرفی تأیید شد. مقایسه نتایج مؤلفه‌های منفی با یافته‌های علیت متقارن نشان داد که فرضیه حفاظت فقط برای بلاروس و قزاقستان همسو بوده است و فرضیه رشد فقط برای ویتنام سازگاری داشته است؛ در مقابل، در مؤلفه‌های منفی هیچ کشوری از نظر فرضیه بازخورد با نتایج علیت متقارن همسو گزارش نشد.

نتایج این مطالعه نشان داده است که اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، در چارچوب علیت گرنجری پانل، دارای ابعاد متقارن و نامتقارن بوده است. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌هایی که بر ناهمگنی کشورها و تفاوت جهت علیت تأکید کرده‌اند، از جمله آپرگیس و پین (۲۰۱۴)، سادورسکی (۲۰۰۹) و اوزجان و اوزترک (۲۰۱۹) همسو بوده است و همچنین با ادبیاتی که نقش عدم تقارن را برجسته کرده است، مانند رحمان و ولایوتهم (۲۰۲۰) و ویلانچی و آیدین (۲۰۱۷) سازگاری داشته است. در مقابل، با نتایج برخی مطالعات که عمدتاً یک الگوی غالب را گزارش کرده‌اند، مانند اینگلسای - لوتز (۲۰۱۶) (فرضیه رشد) یا چانگ و همکاران (۲۰۱۵) (فرضیه بازخورد)، برای همه کشورها همخوانی کامل نداشته است؛ زیرا در این پژوهش، علاوه بر رشد و بازخورد، حفاظت و بی‌طرفی نیز در بخشی از کشورها تأیید شده 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.

در چارچوب هدف توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و تقویت رشد پایدار در کشورهای در حال توسعه، مجموعه‌ای از اقدامات سیاستی قابل پیشنهاد بوده است:

۱. طراحی بسته‌های انگیزشی هدفمند برای تجدیدپذیرها: اعطای معافیت یا اعتبار مالیاتی، یارانه‌های سرمایه‌گذاری، تضمین خرید برق (قراردادهای خرید بلندمدت) و ابزارهای کاهش ریسک برای جذب سرمایه‌گذاری خصوصی و تسریع توسعه پروژه‌ها.
۲. تنوع‌بخشی به سبد انرژی ملی: تدوین برنامه‌های میان‌مدت برای کاهش تمرکز بر منابع فسیلی از طریق افزایش سهم تجدیدپذیرها، ارتقای بهره‌وری انرژی و توسعه منابع مکمل، به منظور افزایش تاب‌آوری اقتصادی و انرژی.

۳. توسعه زیرساخت و شبکه پشتیبان انرژی پاک: سرمایه گذاری در اتصال به شبکه، خطوط انتقال، هوشمندسازی شبکه، ذخیره سازی انرژی، و زیرساخت های لازم برای ادغام پایدار برق خورشیدی و بادی، همراه با ارتقای زنجیره تأمین و ظرفیت نگهداشت و تعمیرات.

۴. ایجاد چارچوب حقوقی - تنظیمی پایدار و قابل پیش بینی: تثبیت مقررات، شفاف سازی فرآیندهای صدور مجوز و تعرفه گذاری، تضمین حقوق مالکیت و قراردادهای، کاهش بوروکراسی اداری و ایجاد نهاد تنظیم گر کارآمد برای افزایش اطمینان سرمایه گذاران.

با توجه به ضرورت طراحی سیاست های حساس به چرخه های اقتصادی (رونق و رکود) و تمایز میان شرایط افزایشی و کاهش، پیشنهاد شده است سیاست گذاران بسته های حمایتی را به صورت مرحله ای و شرایط محور تنظیم کنند. در دوره های رکودی، استفاده از منابع مالی جایگزین برای توسعه پروژه های تجدیدپذیر (مانند خطوط اعتباری هدفمند، مشارکت عمومی - خصوصی، و تسهیلات ارزان قیمت)، اعطای معافیت ها و اعتبارهای مالیاتی و نیز ارائه ضمانت های دولتی و اعتباری برای کاهش ریسک نکول و هزینه تأمین مالی، می تواند انگیزه سرمایه گذاری بخش خصوصی را تقویت کند.

جذاب تر کردن سرمایه گذاری های انرژی های تجدیدپذیر برای سرمایه گذاران با حذف موانع بازار و کاهش ریسک ها امکان پذیر است. برای این منظور، سیاست گذاران و مؤسسات مالی عمومی می توانند کمک های فنی و کمک های مالی را برای آماده سازی و توسعه پروژه، بهبود دسترسی به منابع مالی، و افزایش ظرفیت وام دهی محلی ارائه دهند.

سیاست گذاران می توانند با استاندارد سازی قراردادهای و فرآیندهای مستندسازی پروژه ها، امکان تجمیع پروژه ها و تأمین مالی کارآمدتر را تسهیل کنند و با تدوین رهنمودهای انتشار اوراق سبز، ظرفیت جذب منابع از بازار سرمایه را افزایش دهند. همچنین پیشنهاد شده است دسترسی سرمایه گذاران خصوصی و وام دهندگان به ابزارهای کاهش ریسک از مسیر نهادهای مالی عمومی تقویت شود؛ از جمله از طریق سازوکارهای پوشش ریسک ارزی و تسهیلات نقدینگی. در نهایت، کاهش موانع اداری و بروکراتیک در فرآیندهای مجوزدهی و پروانه دهی و نیز عملیاتی سازی همکاری دولت و بخش خصوصی در اجرای پروژه ها، می تواند به گسترش سرمایه گذاری در انرژی های تجدیدپذیر کمک کند.

در مجموع، نتایج این پژوهش نشان داد که رابطه میان مصرف انرژی های تجدیدپذیر و رشد/عملکرد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه یکنواخت نبوده است و جهت و معناداری این رابطه می تواند در شرایط افزایشی و کاهش اقتصادی تغییر کند. از این رو، تدوین

سیاست‌های انرژی تجدیدپذیر نیازمند رویکردی کشورمحور و حساس به چرخه‌های اقتصادی بوده است. همچنین برای تکمیل شواهد و افزایش دقت سیاست‌گذاری، پیشنهاد شد در پژوهش‌های آتی انرژی‌های تجدیدپذیر به انواع اصلی (مانند خورشیدی، بادی، برق آبی، زیست‌توده و زمین‌گرمایی) تفکیک شوند و اثر هر منبع به صورت جداگانه برآورد شود تا سهم نسبی منابع مختلف در رشد/عملکرد اقتصادی با وضوح بیشتری مشخص شود.

۶. تعارض منافع

تعارض منافع نداریم.

۷. سپاسگزاری

از حمایت‌های علمی و راهنمایی‌های ارزشمند همکاران، اساتید و داوران محترم مجله که با ارائه نظرات سازنده خود در بهبود کیفیت مقاله نقش داشتند، صمیمانه سپاسگزاریم.

ORCID

Mohammad Reza Salmani Bishak  <https://orcid.org/0000-0002-9585-2710>

Pegah Gorbanpour  <https://orcid.org/0009-0005-5863-3761>

۸. منابع

- ارباب، حمیدرضا؛ امامی میدی، علی و رجبی قادری، صبا. (۱۳۹۶). رابطه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک. *اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)*، ۶(۲۳).
- 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*، ۱۶(۱).
- 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 غیر عضو (شامل ایران). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۹(۶۰).
- کریم‌پور، ساناز؛ شاکری بستان‌آباد، 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*، ۳۲(۸).

بررسی علیت متقارن و نامتقارن بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد ... | سلمانی بی شک و قربانپور | ۱۳۵

کریمی، محمدشریف؛ سهیلی، کیومرث و برزگری، شیما. (۱۳۹۹). رابطه بین مصرف انرژی تجدید پذیر و رشد اقتصادی در ایران. *علوم و تکنولوژی محیط زیست*، ۶(۲۲).
نوبهار، الهام و صادقی، ندا. (۱۴۰۲). بررسی رابطه انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدنپذیر با رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 و G7. *پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۷(۲).

References

- Acaravci, A., & Ozturk, I. (2012). Foreign Direct Investment, Export and Economic Growth: Empirical Evidence from New EU Countries. *Institute for Economic Forecasting*. 0(2).
- Akadiri, S., Alola, AA., Akadiri, AC., & Alola, UV. (2019). Renewable energy consumption in EU-28 countries: policy toward pollution mitigation and economic sustainability. *Energy Policy*, 132(1). Doi:10.1016/j.enpol.2019.06.040
- Akerlof, G. (1970). The market for lemons: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(1).
- Apergis N., & Payne, JE. (2014). The causal dynamics between renewable energy, real GDP, emissions and oil prices: evidence from OECD countries. *Applied Econ*, 46(36), 4519-4525. Doi:10.1080/00036846.2014.964834
- Apergis, N., & Payne, JE. (2014). Renewable energy, output, CO2 emissions, and fossil fuel prices in Central America, evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model. *Energy Econ*, 42(1), 226-232. Doi:https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.01.003
- Arbab, H.R., Emami Meybodi, A., & Rajabi Ghadi, S. (2017). The relationship between renewable energy consumption and economic growth in selected OPEC countries. *Iranian Energy Economics (Environmental and Energy Economics)*, 6(23), 29-56. [In Persian]
- Asif, M., Bashir, S., & Khan, S. (2021). Impact of non-renewable and renewable energy consumption on economic growth: evidence from income and regional groups of countries. *Environ Sci Pollut Res*, 28(1), 38764-38773. Doi:10.1007/s11356-021-13448-x
- Aslan, A., & Ocal, O. (2016). The role of renewable energy consumption in economic growth: evidence from asymmetric causality. *Renew Sustain Energy Rev*, 60, 953-959. Doi:10.1016/j.rser.2016.01.123
- Belke, A., Dobnik, F., & Dreger, C. (2011). Energy consumption and economic growth: new insights into the cointegration relationship. *Energy Econ*, 33(5), 782-789. Doi:10.2139/ssrn.1635765
- Berradia, H., Abid, M., Sakrafi, H., Gheraia, Z., & Abdelli, H. (2023). The effect of renewable energy consumption on economic growth in KSA, A

- bootstrapcausality test. *Energy & Environment*, 35(4), 1-18. Doi: 10.1177/0958305X221096856
- BP. (2019). BP Statistical Review of World Energy. <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>. (accessed 13 March 2020). <https://www.bp.com/content/dam/bp/business-sites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2020-full-report.pdf>
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric reviews*, 24(2), 151- 173. Doi:10.1081/ETC-200067895
- Breusch, T.S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1), 239-253. Doi: <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Chang, T., Gupta, R., Inglesi-Lotz, R., Simo-Kengne, B., Smithers, D., & Trembling, A. (2015). Renewable energy and growth: evidence from heterogeneous panel of G7 countries using Granger causality. *Renew Sustain Energy Rev*, 52(1), 1405-1412. Doi:10.1016/j.rser.2015.08.022
- Doytch, N., & Narayan, S. (2021). Does transitioning towards renewable energy accelerate economic growth? An analysis of sectoral growth for a dynamic panel of countries. *Energy*, 235(1), 1-16. Doi:10.1016/j.energy.2021.121290
- Eyuboglu, S., & Eyuboglu, K. (2020). Tourism development and economic growth: an asymmetric panel causality test. *Curr Issues Tour*, 23(6), 659-665. Doi:10.1080/13683500.2019.1588863
- Fotros, M.H., Aghazadeh, A., & Jebraeili, S. (2011). The impact of economic growth on renewable energy consumption: A comparative analysis of selected OECD and non-OECD countries (including Iran). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 19(60), 81-98. [In Persian]
- Gardiner, R., & Hajek, P. (2020). Interactions among energy consumption, CO2, and economic development in European Union countries. *Sustain Dev*, 28(4), 723-740. Doi:10.1002/sd.2023
- Granger, CWJ., & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. University of California, *Economics Working Paper*, 10(1), 2002-02. Doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.313831>
- Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1995). Economic Growth and the Environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377. Doi: <https://doi.org/10.2307/2118443>
- Hoyos, R.E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The stata journal*, 6(4), 482-496. Doi:10.1177/1536867X0600600403

- Inglesi-Lotz, R. (2016). The impact of renewable energy consumption to economic growth: a panel data application. *Energy Econ*, 53, 58-63. Doi:10.1016/j.eneco.2015.01.003
- Jakovac, P. (2018). Causality between energy consumption and economic growth: literature review. In INTCESS 2018-5th International Conference on Education and Social Sciences.
- Karimi, M.S., Soheili, K., & Barzegari, Sh. (2020). The relationship between renewable energy consumption and economic growth in Iran. *Environmental Science and Technology*, 6(22), 31-47. [In Persian]
- Karimpour, S., Shakeri Bostanabad, R., & Ghasemi, A. (2019). The impact of renewable energy consumption on economic growth in selected MENA countries: Application of the Panel VAR model. *Iranian Energy Economics Research Journal*, 32(8), 99-129. [In Persian]
- Kilci, E.N. (2023). An investigation on the causality link between renewable energy consumption and economic growth in selected Euro-Area countries. *Energy Sources*, 6(7), 1-20. Doi:10.1080/15567249.2023.2250844
- Kónya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Econ Model*, 23(6), 978-992. Doi:10.1016/j.econmod.2006.04.008
- Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *J Energy Dev*, 23(10), 401-403.
- Nobahar, E., & Sadeghi, N. (2023). Examining the relationship between renewable and non-renewable energy and economic growth in D8 and G7 countries. *Economic Growth and Development Research*, 17(2), 1-20. [In Persian]
- Ozcan, B., & Ozturk, I. (2019). Renewable energy consumption-economic growth nexus in emerging countries: a bootstrap panel causality test. *Renew Sustain Energy Rev*, 104, 30-37. Doi:10.1016/j.rser.2019.01.020
- Ozturk, I. (2010). A literature survey on energy-growth nexus. *Energy Policy*, 38(1), 340-349. Doi:10.1016/j.enpol.2009.09.024
- Pao, H.T. and Fu, H.C. (2013) Renewable Energy, Non-Renewable Energy and Economic Growth in Brazil. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25(1), 381-392. Doi:10.1016/j.rser.2013.05.004
- Parhizkar Kohneh Oghaz, M., Nikoghadam, M., & Khoshnoudi, A. (2021). The impact of renewable energy consumption on sustainable development in OPEC member countries. *Modern Economy and Trade*, 16(1), 31-60. [In Persian]
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, 142(1), 50-93. Doi:10.2139/ssrn.671050
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. Doi:10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x

- Pesaran, MH. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. The University of Cambridge, Faculty of Economics, *Cambridge Working Papers in Economics No*, 0435. Doi:10.2139/ssrn. 572504
- Rahman, M.M., & Velayutham, E. (2020). Renewable and non-renewable energy consumption-economic growth nexus: new evidence from South Asia. *Renew Energy*, 147(1): 399-408. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.09.007>
- Sadorsky, P. (2009). Renewable energy consumption and income in emerging economies. *Energy Policy, Elsevier*, 37(10), 4021-4028. Doi:10.1016/j.enpol.2009.05.003
- Sari, R., & Soytas, U. (2007). The growth of income and energy consumption in six developing countries. *Energy Policy*, 35(2), 889-898. Doi:10.1016/j.enpol.2006.01.021
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Spence, M. (1973). Job market signalling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(1), 355-374.
- Stiglitz, J. (1974). Incentives and risk sharing in sharecropping. *The Review of Economic Studies*, 41(1), 219-255.
- Strunz, S., Gawel, E., & Lehmann, P. (2016). The political economy of renewable energy policies in Germany and the EU. *Util Policy*, 42(1), 33-41. Doi:10.1016/j.jup.2016.04.005
- Wolde-Rufael, Y. (2009). Energy consumption and economic growth: the experience of African countries revisited. *Energy Econ*, 31(2), 217-224. Doi:10.1016/j.eneco.2008.11.005
- World Bank. (2020). Global Economic Prospects, June 2020. <https://www.worldbank.org/ext/en/home>
- Yilanci, V., & Aydin, M. (2017). Oil prices and stock prices: an asymmetric panel causality approach. *J Appl Res Finance Econ*, 2(4), 9-19. Doi: 10.1080/00036846.2016.1221045

استناد به این مقاله: سلمانی بیشک، محمدرضا و قربانپور، پگاه. (۱۴۰۴). بررسی علیت متقارن و نامتقارن بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد تولید ناخالص داخلی: رویکرد علیت گرینجر پانلی بوت استرپ در کشورهای در حال توسعه (شامل ایران)، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۵۴ (۱۴)، ۹۳-۱۳۸.



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



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی