

# The Effect of Income Inequality on Renewable Energy Consumption in Iran

Mahboobeh Farahati<sup>1</sup>

| m.farahati@semnan.ac.ir

Leyla Salimi<sup>2</sup>

| l.salimi@alum.semnan.ac.ir

Received: 28/Aug/2022 | Accepted: 06/Mar/2023

**Abstract** Although various studies have investigated the impact of income inequality on the quality of the environment, the impact of income distribution on the consumption of renewable energy, which plays an important role in reducing CO<sub>2</sub> emissions and improving the quality of the environment, has been understudied. The main purpose of this article is to investigate the effect of income inequality (Gini coefficient) on renewable energy consumption in Iran. For this purpose, the autoregressive distributed lag (ARDL) approach has been used to analyze the time series data related to the period 1983-2019. The results of the cointegration test show that the fair distribution of income leads to an increase in the consumption of renewable energy. Also, according to the results, economic growth, rate of economic openness, and rate of urbanization increase the consumption of renewable energy in Iran, while CO<sub>2</sub> emission reduces the consumption of renewable energy in Iran. These results provide useful policy implications for managing energy consumption to improve the quality of the environment and reduce environmental pollutants.

**Keywords:** Gini Coefficient, Renewable Energy Consumption, Quality of the Environment, ARDL Approach, Iran.

**JEL Classification:** Q56, C19, O53.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Iran (Corresponding Author).

2. M. A. in Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Iran.

# اثر نابرابری درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران

m.farahati@semnan.ac.ir

محبوبه فراهتی

استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران (نویسنده مسئول).

I.salimi@alum.semnan.ac.ir

لیلا سلیمی

کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۵

دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۴

**چکیده:** اگرچه مطالعات مختلفی تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست را بررسی نموده‌اند، ولی به‌طور محدودی تاثیر توزیع درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، که نقش مهمی در کاهش انتشار CO<sub>2</sub> و بهبود کیفیت محیط‌زیست دارد، مورد بررسی قرار گرفته است. هدف اصلی این پژوهش، بررسی اثر نابرابری درآمد (ضریب جینی) بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران است. بدین منظور، رویکرد خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) برای تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی مربوط به دوره ۱۳۶۱-۱۳۹۸ به کار گرفته شده است. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی نشان می‌دهند که توزیع عادلانه درآمد به افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر منجر می‌شود. همچنین طبق نتایج رشد اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد و نرخ شهرنشینی موجب افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران می‌شوند، در حالی که انتشار CO<sub>2</sub> مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را در ایران کاهش می‌دهد. این نتایج دلالت‌های سیاستی مفیدی برای مدیریت مصرف انرژی با هدف بهبود کیفیت محیط‌زیست و کاهش آلاینده‌های محیطی فراهم می‌کند.

**کلیدواژه‌ها:** ضریب جینی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، کیفیت محیط‌زیست، رویکرد ARDL، ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q56, C19, O53

**مقدمه**

توسعه و گسترش انرژی‌های تجدیدپذیر به تحقق اهداف توسعه اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی کشور کمک می‌کند و از عوامل اساسی در رسیدن به توسعه پایدار در هر کشوری است (Mousavi Shafae et al., 2016). انرژی‌های تجدیدپذیر نقش مهمی در سیستم‌های جدید انرژی در جهان ایفا می‌کنند. از نقاط قوت این‌گونه انرژی‌ها عمر طولانی، بازدهی نسبی بالاتر، پایین بودن هزینه نگهداری و بهره‌برداری، داشتن اثرات مثبت جانبی، تجدیدپذیر بودن منابع مصرفی آن، و در دسترس بودن فناوری‌های مربوط به آن است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۳). امروزه بخش قابل‌ملاحظه‌ای از مصرف انرژی تجاری جهان از سوخت‌های فسیلی تجدیدناپذیر چون نفت، گاز طبیعی و زغال سنگ تامین می‌شود. محدود بودن منابع انرژی فسیلی موجود در جهان، جذب و پالایش آلاینده‌های ناشی از مصرف و احتراق سوخت‌های فسیلی، ایجاد تغییرات پیاپی فناوری‌های تولید، وجود الزامات ملی و بین‌المللی مترتب بر مصرف این منابع، جامعه جهانی را بر آن داشته که به دنبال گسترش انرژی‌های تجدیدپذیر و پایدار در تامین نیازهای خود باشد (باصری و همکاران، ۱۳۹۸). استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر نه تنها سبب تنوع‌بخشی در سبد انرژی کشورها می‌شود، بلکه با استفاده از این نوع انرژی و با کمینه‌سازی مصرف سوخت‌های فسیلی، می‌توان آن‌ها را صادر کرد یا در صنایع پتروشیمی آن‌ها را به انواع کالاهایی با ارزش‌افزوده بالا تبدیل نمود. از این‌رو، در برنامه‌ها و سیاست‌های بین‌المللی، در راستای توسعه پایدار جهانی، نقش ویژه‌ای به منابع تجدیدپذیر انرژی محول شده است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱).

از آنجایی که در سال‌های اخیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کیفیت محیط‌زیست و کاهش آلاینده‌های محیطی نقش بسزایی داشته است، این نوع انرژی مورد توجه کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه قرار گرفته است. انرژی‌های تجدیدپذیر همچون انرژی بادی، خورشیدی، برق‌آبی، زمین گرمایی، بیوگاز و زیست‌توده<sup>۱</sup> با طبیعت سازگار هستند و تا حد زیادی از انتشار گازهای گلخانه‌ای جلوگیری می‌کنند، که این امر به کاهش هزینه‌های واردشده به جامعه و سالم ماندن محیط‌زیست منجر می‌شود. از طرفی، انرژی‌های تجدیدپذیر پایان‌پذیر نیستند و این مسئله، تداوم مصرف انرژی را برای نسل‌های آینده تضمین می‌کند. همچنین، منابع انرژی‌های تجدیدپذیر، به‌ویژه انرژی‌های بادی و خورشیدی، به دلیل فراوانی جغرافیایی دارای قابلیت بالا در تولید انرژی هستند و مصرف این نوع از انرژی باعث حفظ ذخایر زیرزمینی منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر و کاهش سرعت استخراج این منابع می‌شود.

نابرابری درآمد یکی از عوامل مؤثر بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر است. نابرابری درآمدی بدین معناست که درآمد ایجادشده در کشور در یک دوره زمانی به صورت عادلانه میان افراد، مناطق یا طبقات اجتماعی توزیع نشده است. در سال‌های اخیر، افزایش نابرابری درآمدی به یک معضل و مشکل اقتصادی - اجتماعی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه تبدیل شده است (Piketty, 2017). اگرچه مطالعاتی تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست را بررسی نموده‌اند، ولی تاثیر توزیع درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، که نقش مهمی در کاهش انتشار  $CO_2$  و بهبود کیفیت محیط‌زیست دارد، مورد غفلت واقع شده است. این امر شکاف اصلی پژوهش‌های انجام‌شده در ادبیات پژوهش است. با افزایش نابرابری درآمد، از آن‌جایی که افراد فقیر محیط‌زیست را به عنوان تنها منبع آبی درآمد می‌پندارند، بیش از حد معمول به بهره‌برداری از محیط‌زیست می‌پردازند. از سوی دیگر، نابرابری اقتصادی اغلب با بی‌ثباتی سیاسی همراه است که این امر موجب می‌شود افراد ثروتمند به جای تامین هزینه مالی حفاظت از محیط‌زیست و منابع طبیعی محلی به سمت بهره‌برداری از محیط‌زیست بومی و سرمایه‌گذاری در خارج از کشور، که عدم اطمینان سیاسی پایین‌تری دارد، روی آورند. بنابراین، افزایش نابرابری درآمد باعث می‌شود که هر دو گروه فقیر و ثروتمند موجب تخریب بیش‌تر محیط‌زیست شوند (Boyce, 1994). بنابراین، سهم پژوهش حاضر در پر کردن شکاف موجود آن است که به بررسی اثر نابرابری درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۱ می‌پردازد.

### مبانی نظری پژوهش

نابرابری درآمد می‌تواند از دو کانال بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تاثیر بگذارد: (۱) کانال اقتصادی، و (۲) کانال سیاسی. با توجه به کانال اقتصادی، نابرابری درآمد می‌تواند با تاثیر بر هنجارهای اجتماعی از جمله فردگرایی، مصرف‌گرایی و کوتاه‌مدت‌گرایی، استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را تحت تاثیر قرار دهد. نابرابری درآمدی انسجام و اعتماد اجتماعی را تضعیف می‌نماید که نتیجه این امر محدود شدن اقدامات جمعی و ترویج فردگرایی است (Berthe Elie, 2015; Uzar, 2020). در جوامعی که به دلیل عدم انسجام اجتماعی و اقدامات جمعی ناشی از نابرابری، حساسیت زیست‌محیطی وجود ندارد (Boyce, 1994)، رفتار رانت‌جویانه و استفاده گسترده از منابع زیست‌محیطی تجدیدناپذیر برای تامین نیازها وجود دارد (Laurent, 2015). در چنین جوامعی، از نظر مردم اثرات بلندمدت فعالیت‌های مصرف‌کننده حائز اهمیت نیست (Uzar, 2020) و در مقابل مزایای کوتاه‌مدت در نظر گرفته می‌شود (Berthe & Elie, 2015). کانال دوم اثرگذاری نابرابری درآمد عوامل سیاسی هستند، در حالی که فعالیت‌های حفاظت از

محیط‌زیست با منافع برخی گروه‌ها مطابقت دارد، ممکن است با منافع سایر گروه‌های اجتماعی مطابقت نداشته باشد. علاوه بر این، منافع سیاسی این گروه‌های اجتماعی ممکن است بر طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی تاثیرگذار باشد (Boyce, 1994). بنابراین، قدرت بین گروه‌های مختلف اجتماعی می‌تواند استقرار انرژی‌های تجدیدپذیر را تعیین کند. در غیر این صورت، ساختار نهادی می‌تواند کانال مهمی در حفاظت از محیط‌زیست و مصرف انرژی تجدیدپذیر باشد (Sequeira & Santos, 2018).

نابرابری درآمد می‌تواند با تاثیر بر کیفیت نهادها و روابط قدرت بین گروه‌های مختلف اجتماعی، بر مصرف انرژی تجدیدپذیر تاثیر بگذارد (Sequeira & Santos, 2018; Cadoret & Padovano, 2016). وضعیت نهادها می‌تواند ناشی از نابرابر شدن دسترسی به منابع و همچنین شکل‌گیری نهادهای ناکارا باشد. توزیع نامناسب منابع و فرصت‌ها در نهایت به توزیع ناعادلانه درآمد منجر می‌شود. توزیع نامناسب منابع موجب می‌شود گروه‌هایی که منابع بیشتری در اختیار داشته باشند، فاصله خود را با سایر گروه‌ها بیش‌تر کنند که نتیجه آن بدتر شدن شاخص‌های نهادی است (Gill & Ilahi, 2000). ضعف نهادها از یک‌سو به کاهش بازده سرمایه‌گذاری منجر می‌شود (Mehrara et al., 2015) که رغبت سرمایه‌گذاران را برای سرمایه‌گذاری در زمینه‌های مختلف از جمله انرژی‌های تجدیدپذیر کاهش می‌دهد. از سوی دیگر، این ضعف می‌تواند کارایی سیاست‌های زیست‌محیطی را مختل نماید (Fredriksson & Svensson, 2003). این موضوع در کنار نابرابری درآمد موجود، شکلی از نابرابری قدرت را پدید می‌آورد که به گروه صاحب قدرت امکان می‌دهد نقش اصلی را در تعیین سیاست‌های زیست‌محیطی برعهده گیرد (Boyce, 1994). رفتار رانت‌جویانه برای به بیشینه رساندن سود، بهره‌مندی گروه‌های فقیرتر را از مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر دشوار می‌کند (Marques et al., 2010; Strunz et al., 2016)، اما با این حال ممکن است گروه‌های صاحب قدرت موجود، به دلیل درآمد بالاتر، رغبت و دغدغه بیش‌تری برای حفاظت از محیط‌زیست از خود نشان دهند (Scruggs, 1998). بنابراین، نابرابری قدرت ناشی از نابرابری درآمد در جوامع می‌تواند عملکرد نهادها و حفاظت از محیط‌زیست/ مصرف انرژی تجدیدپذیر را تعیین کند. در نهایت، باید اشاره کرد که کانال اول و دوم تفاوت‌چندانی با یکدیگر ندارند، بلکه مکمل هم هستند (Uzar, 2020).

در ادامه، مطالعات انجام‌شده داخلی و خارجی در خصوص تاثیر نابرابری درآمد بر محیط‌زیست و مصرف انرژی تجدیدپذیر مرور می‌شوند:

ابراهیمی و همکاران (۲۰۱۷)، نابرابری درآمد و کیفیت محیط‌زیست ایران را طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۷ بررسی می‌نمایند. نتایج حاصل از به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

(ARDL)<sup>۱</sup> حاکی از آن است که بهبود توزیع درآمد، میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن را کاهش می‌دهد و گسترش شهرنشینی و افزایش مصرف سرانه انرژی، انتشار سرانه دی‌اکسید کربن را بالا می‌برند. **هراتی و همکاران (۲۰۱۸)**، تاثیر نابرابری توزیع درآمد بر کیفیت محیط‌زیست در ایران را با استفاده از مدل ARDL طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۴۶ بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد، توزیع درآمد تاثیر مثبت و معناداری بر کیفیت محیط‌زیست دارد و رشد اقتصادی و همچنین افزایش مصرف انرژی موجب کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شوند. **خیری و همکاران (۱۳۹۷)**، با به‌کارگیری مدل ARDL طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۴۹ نشان می‌دهند توزیع عادلانه درآمد باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی در ایران می‌شود. **لعل‌خضری و کریمی پتانلار (۲۰۱۹)**، تاثیر نابرابری توزیع درآمدی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران را با استفاده از روش ARDL و آزمون علیت تودا-یامامونو طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ بررسی می‌نمایند. نتایج بیانگر تایید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و علیت دوطرفه بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن است.

**بیک و گوپساه<sup>۲</sup> (۲۰۱۳)**، به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد، رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۷ بر اساس رویکرد ARDL می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که توزیع عادلانه‌تر درآمد و رشد اقتصادی موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شوند. **هائو<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۶)**، تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست را برای ۲۳ استان چین طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ بررسی نموده‌اند. نتایج حاصل از به‌کارگیری روش گشتاور تعمیم‌یافته<sup>۴</sup> نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی انتشار دی‌اکسید کربن سرانه را افزایش می‌دهد. **اوزار و ایوگلو<sup>۵</sup> (۲۰۱۹)**، تاثیر نابرابری درآمد بر تخریب محیط‌زیست در ترکیه را طی بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۴ با استفاده از مدل ARDL مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهند نابرابری درآمد تاثیر مثبتی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد و منحنی زیست‌محیطی کوزنتس نیز تایید گردید. **اوزار (۲۰۲۰)**، با به‌کارگیری تکنیک میانگین گروهی انباشته<sup>۶</sup> و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ در ۴۳ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته نشان می‌دهند که کاهش نابرابری درآمد، کنترل فساد و افزایش انتشار دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را افزایش می‌دهند.

1. Autoregressive Distributed Lag
2. Baek & Gweisah
3. Hao
4. Generalized Methods of Moments (GMM)
5. Uzar & Eyuboglu
6. Pooled Mean Group (PMG)

**روش‌شناسی پژوهش**

در این پژوهش تاثیر توزیع درآمد بر انرژی‌های تجدیدپذیر طبق معادله رگرسیونی (۱) طی سال‌های<sup>۱</sup> ۱۳۶۱-۱۳۹۸ برای کشور ایران آزمون می‌شود.

$$ER_t = \alpha + \beta_1 GINI_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 OPE_t + \beta_4 URB_t + \beta_5 CO_{2t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن ER مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه برحسب کیلووات ساعت، GINI شاخص نابرابری درآمد، GDP تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ به عنوان معیاری از رشد اقتصادی، OPE درجه باز بودن اقتصاد<sup>۲</sup> (نسبت حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی)، URB نرخ شهرنشینی (نسبت جمعیت شهری از کل جمعیت)، و CO<sub>2</sub> انتشار سرانه دی‌اکسید کربن است. پژوهش‌های متعدد پژوهشگران در سطح جهان نشان داده است که سرعت روند رشد مصرف انرژی در کشورهای جهان تا حدود زیادی به سطح رشد اقتصادی بستگی دارد (Mehrrara, 2007). بهبود سطح زندگی مردم و مکانیزه شدن تولید به منظور ارتقای سطح بهره‌وری کار، افزایش سریع مصرف انرژی را موجب می‌شود؛ البته افزایش سریع مصرف انرژی در مراحل اولیه رشد اقتصادی رخ می‌دهد. در مراحل بعدی رشد، با پدیدار شدن آثار سوء زیست‌محیطی و نیز ارتقای آگاهی‌های عمومی روند افزایش مصرف انرژی به دلیل استفاده بهینه از آن کاهش می‌یابد (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸). تجارت از طریق ارتباط مستقیم بین قیمت و فراوانی انرژی و تاثیر آن بر مزیت‌های نسبی و هزینه حمل‌ونقل بر مصرف انرژی تاثیرگذار است. همچنین، تجارت می‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود و از طریق رشد اقتصادی به‌طور غیرمستقیم بر مصرف انرژی موثر باشد. مهاجرت از روستاها به شهرها بنا به اقتضای محیط زندگی جدید با تغییر در سلیقه‌ها و الگوی مصرف افراد همراه است. بنابراین، انرژی در تابع مطلوبیت افراد اهمیت بیش‌تری می‌یابد و سبب می‌شود تامین انرژی، به‌ویژه انرژی‌های نو، در سبد کالای افراد اهمیت بیش‌تری پیدا کند و گرایش به سمت مصرف انرژی از سوی افراد افزایش یابد. بنابراین، تغییر در تابع مطلوبیت افراد سبب می‌شود تقاضای انفرادی افراد و تقاضای انرژی جامعه افزایش یابد.

در سال‌های اخیر، برخی مطالعات تجربی به بررسی تاثیر انتشار دی‌اکسید کربن بر میزان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر پرداخته‌اند. به‌طور کلی، انتظار بر این است که افزایش انتشار دی‌اکسید کربن میل به جایگزین کردن انرژی‌های تجدیدپذیر را برای انرژی‌های تجدیدناپذیر (فسیلی) تشدید نماید. در این صورت، انتشار دی‌اکسید کربن می‌تواند تاثیر مثبتی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر

۱. دوره زمانی بر اساس دسترسی به اطلاعات آماری مربوط به شاخص نابرابری درآمد انتخاب شده است.  
2. Openness

داشته باشد. نتایج برخی مطالعات چنین فرضیه‌ای را تایید می‌کند (Sadorsky, 2009a; 2009b; Omri & Nguyen, 2014; Apergis Payne, 2014; Yao et al., 2019). با وجود این، نتایج دیگر مطالعات تجربی نشان می‌دهند که تاثیر انتشار دی‌اکسید کربن بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر منفی است (Uzar, 2020; Khan et al., 2020; Karacan et al., 2021; Churchill et al., 2021; Mukhtarov et al., 2022). این یافته را می‌توان این‌گونه توجیه نمود که افزایش انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای به کاهش تولید زیست‌توده به عنوان یکی از منابع انرژی تجدیدپذیر حاصل از مواد زیستی منجر می‌شود.

اطلاعات آماری مربوط به نابرابری درآمد (هزینه) در فاصله سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۶۱ تنها به صورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. داده‌های توزیع درآمد از سال ۱۳۶۳ به صورت ریزداده موجود است. در نتیجه، شاخص ضریب جینی در فاصله سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۳ با استفاده از ریزداده‌ها برآورد شده است. اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب قیمت پایه سال ۱۳۹۰، درجهٔ باز بودن اقتصاد، نرخ شهرنشینی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۶۱ از مرکز آمار و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. منبع داده‌های مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر، اداره اطلاعات انرژی آمریکا<sup>۱</sup> و انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (تن به‌ازای هر نفر)، اطلس داده جهانی<sup>۲</sup> است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است:

جدول ۱: آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرها

| تغییر           | تعداد مشاهده‌ها | میانگین  | انحراف معیار | کمینه    | بیشینه   |
|-----------------|-----------------|----------|--------------|----------|----------|
| ER              | ۳۸              | ۴۰۶/۴۶۷۲ | ۱۴۰/۹۶۶۳     | ۱۶۱/۵۹۲۰ | ۸۸۱/۴۸۱۰ |
| GINI            | ۳۸              | ۰/۴۲۲۱۸۷ | ۰/۰۳۸۱۶۵     | ۰/۳۵۲۲۰۰ | ۰/۵۴۶۶۰۰ |
| GDP             | ۳۸              | ۶۵/۳۸۰۱۷ | ۱۲/۸۸۵۹۵     | ۴۳/۴۳۶۲۳ | ۸۵/۶۱۵۳۲ |
| OPE             | ۳۸              | ۰/۴۱۳۵۳۸ | ۰/۱۰۸۹۶۲     | ۰/۱۴۸۶۹۳ | ۰/۶۶۸۳۳۵ |
| URB             | ۳۸              | ۰/۶۴۱۶۴۳ | ۰/۰۷۵۷۱۷     | ۰/۵۱۲۶۳۶ | ۰/۷۵۰۷۳۱ |
| CO <sub>2</sub> | ۳۸              | ۵/۶۷۰۰۰۰ | ۱/۸۶۷۷۲۳     | ۳/۱۰۰۰۰۰ | ۸/۲۸۰۰۰۰ |

منبع: بانک مرکزی، مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران و سازمان اطلاعات انرژی

1. U. S. Energy Information Administration (EIA). <https://www.eia.gov/>
2. World Data Atlas. <https://knoema.com/ATLAS>



## برآورد مدل و تفسیر نتایج

برای دستیابی به اهداف این پژوهش، با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) رابطه تعادلی بلندمدت میان نابرابری درآمد و انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران آزمون می‌شود. مهم‌ترین مزیت رویکرد ARDL نسبت به سایر روش‌ها این است که نیازی به یکسان بودن درجه هم‌انباشتگی متغیرهای موجود در مدل نیست و تنها کافی است که متغیرهای الگو انباشته از درجه ۲ و بالاتر نباشند. دیگر مزیت مهم رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی این است که برای دوره‌های زمانی کوچک نتایج قابل‌قبولی ارائه می‌دهد. در این رویکرد، نخست تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در مدل  $ARDL(p,q)$  به فرم زیر تعیین می‌شود:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که  $x_t$  یک بردار  $K \times 1$  از رگرسورهای چندگانه و  $\theta_j$  یک بردار  $K \times 1$  از ضرایب وقفه‌های توزیعی است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد شوارتز-بیزین<sup>۱</sup> (SBC) و آکائیک<sup>۲</sup> (AIC) استفاده کرد. همچنین، می‌توان بنابر تشخیص، عرض از مبدأ را از مدل فوق حذف کرد یا یک روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به آن افزود. گام بعدی، به‌کارگیری آزمون باند برای تشخیص بود یا نبود ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرهاست. برای این منظور مدل رگرسیونی در یک فرم تصحیح خطا به صورت معادله (۳) بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha + \rho y_{t-1} + \theta x'_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \\ &= \rho ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \phi_0 &= \theta_0, \quad \theta = \sum_{j=0}^q \theta_j, \quad j=1, \dots, p-1 \quad \text{برای} \quad \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i, \quad \phi = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1 \\ &\quad \phi_j = -\sum_{i=j+1}^q \theta_j, \quad j=1, \dots, q-1 \end{aligned}$$

سپس، فرضیه صفر نبود هم‌انباشتگی میان متغیرها ( $\rho = 0$  و  $\theta = 0$ ) آزمون می‌شود. برای بررسی این فرضیه آزمون والد به کار گرفته می‌شود. در این آزمون اگر مقدار محاسبه‌شده آماره F بزرگ‌تر از مقدار باند بالا<sup>۳</sup> باشد، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت به صورت ارتباط (۴) میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد:

1. Schwraz Bayesian Criterion
2. Akaike Information Criterion

۳. مقادیر بحرانی باند توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) گزارش شده‌اند.

$$y_t = \delta + \beta x_t + u_t \quad (4)$$

عبارت تصحیح خطا (ECT) در معادله (۳) همان پسماند رابطه هم‌انباشتگی (۴) است و ضریب  $\rho$  بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود.

به منظور بررسی وضعیت مانایی سری‌های زمانی در پژوهش حاضر از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته<sup>۲</sup> و فیلپس-پرون<sup>۳</sup> با در نظر گرفتن عرض از مبدأ استفاده شده است که نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل

| متغیر                                      | مقدار آماره ADF | مقدار بحرانی مک کینون (درصد) |    |    | متغیر                                      | مقدار آماره PP | مقدار بحرانی مک کینون (درصد) |    |    |
|--|-----------------|------------------------------|----|----|--|----------------|------------------------------|----|----|
|  |                 | ۹۰                           | ۹۵ | ۹۹ |  |                | ۹۰                           | ۹۵ | ۹۹ |
| ER   | -۲/۴۳۴          |                              |    |    | ER   | -۲/۴۳۴         |                              |    |    |
| GINI                                       | -۳/۸۲۰          |                              |    |    | GINI                                       | -۳/۸۲۱         |                              |    |    |
| GDP  | -۰/۷۷۸          |                              |    |    | GDP  | -۰/۸۸۷         |                              |    |    |
| OPE  | -۱/۳۰۱          |                              |    |    | OPE  | -۱/۵۰۳         |                              |    |    |
| URB  | -۲/۶۸۱          |                              |    |    | URB  | -۲/۱۵۳         |                              |    |    |
| CO <sub>2</sub>                            | -۰/۰۱۴          |                              |    |    | CO <sub>2</sub>                            | -۰/۱۴۷         |                              |    |    |
| نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها |                 |                              |    |    | نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها |                |                              |    |    |
| متغیر                                      | مقدار آماره ADF | مقدار بحرانی مک کینون (درصد) |    |    | متغیر                                      | مقدار آماره PP | مقدار بحرانی مک کینون (درصد) |    |    |
|  |                 | ۹۰                           | ۹۵ | ۹۹ |  |                | ۹۰                           | ۹۵ | ۹۹ |
| DER  | -۵/۵۹۷          |                              |    |    | DER  | -۵/۴۱۵         |                              |    |    |
| DGDP                                       | -۴/۳۷۳          |                              |    |    | DGDP                                       | -۴/۴۱۷         |                              |    |    |
| DOPE                                       | -۴/۷۱۹          |                              |    |    | DOPE                                       | -۴/۷۵۲         |                              |    |    |
| DURB                                       | -۳/۸۴۴          |                              |    |    | DURB                                       | -۳/۹۱۰         |                              |    |    |
| CO <sub>2</sub>                            | -۵/۱۷۹          |                              |    |    | CO <sub>2</sub>                            | -۵/۳۴۱         |                              |    |    |

1. Error Correction Term (ECT)
2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
3. Phillips-Perron (PP)

طبق نتایج **جدول (۲)**، شاخص ضریب جینی در سطح ماناست، یعنی انباشته از درجه صفر یا  $I(0)$  است. در حالی که مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر، تولید ناخالص داخلی سرانه، درجه باز بودن اقتصاد، نرخ شهرنشینی و انتشار سرانه دی‌اکسید کربن در سطح مانا نیستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند، یعنی انباشته از درجه یک یا  $I(1)$  هستند. با توجه به آن که متغیرها ترکیبی از  $(0)$  و  $I(1)$  هستند، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیرها استفاده می‌شود. در این پژوهش، مدل ARDL با در نظر گرفتن عرض از مبدأ برآورد شده است. تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیار شوارتز-بیزین تعیین شده است. نتایج آماره دوربین-واتسون (DW) و نتایج آزمون LM نشان‌دهنده آن است که مدل فاقد مشکل خودهمبستگی است. از طرفی، طبق نتایج آزمون ARCH در مدل فرضیه صفر، مبنی بر وجود همسانی واریانس را در سطح اطمینان قابل‌قبولی نمی‌توان رد نمود. طبق نتایج آماره F، تمامی متغیرهای موجود در مدل به لحاظ آماری معنادار هستند. تمامی نتایج در **جدول (۳)** ارائه شده است. همچنین، با توجه به نتایج **جدول (۳)** مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگ‌تر از باند (مقدار بحرانی) بالاست. بنابراین، ارتباط تعادلی بلندمدتی میان متغیرهای پژوهش وجود دارد.

**جدول ۳: آزمون‌های تشخیصی و هم‌انباشتگی**

| آزمون‌های تشخیصی                      |                    |                  |                  |
|---------------------------------------|--------------------|------------------|------------------|
| آماره F (P-Value)                     | آماره JB (P-Value) | (P-Value) ARCH   | (P-Value)        |
| ۵/۷۵۳۷۸۲ (۰/۰۰۰۲)                     | ۲/۹۲۰۶۹۸ (۰/۲۳۲)   | ۰/۵۲۴۷۸۵ (۰/۵۹۷) | ۱/۹۴۰۰۴۱ (۰/۱۷۳) |
| DW-statistic                          |                    | R-squared        |                  |
| ۲/۵۹۸                                 |                    | ۰/۸۱             |                  |
| آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی) |                    |                  |                  |
| آماره آزمون (F)                       | سطح معناداری       | مقادیر بحرانی    |                  |
|                                       |                    | باند پایین       | باند بالا        |
| ۷/۵۸۱۵۵۴                              | ۱۰ درصد            | ۲/۲۶             | ۳/۳۵             |
|                                       | ۵ درصد             | ۲/۶۲             | ۳/۷۹             |
|                                       | ۲/۵ درصد           | ۲/۹۶             | ۴/۱۸             |
|                                       | ۱ درصد             | ۳/۴۱             | ۴/۶۸             |

ادامه جدول ۳: آزمون‌های تشخیصی و هم‌انباشگی

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت

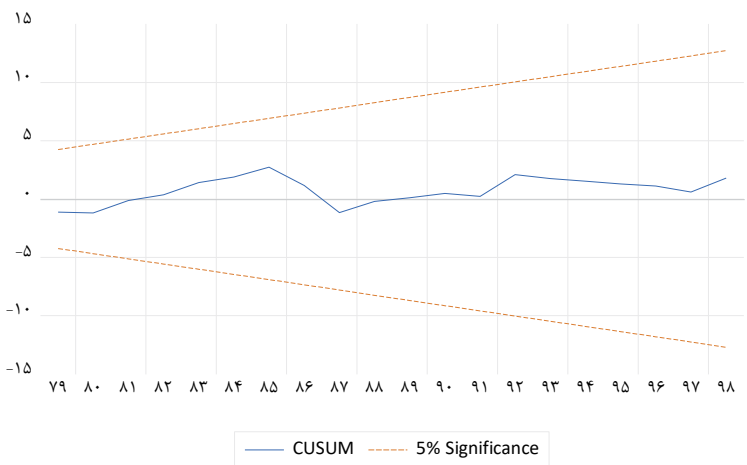
| نام متغیر | ضرایب     | آماره آزمون (T) | مقدار احتمال آماری (P-Value) |
|-----------|-----------|-----------------|------------------------------|
|           | -۶۱۳۲/۴۶۵ | -۴/۳۷۴۱۳۹       | ۰/۰۰۰۳                       |
|           | ۸۸/۱۰۵۳۶  | ۵/۳۸۵۷۸۸        | ۰/۰۰۰۰                       |
|           | ۱۳۲۷/۵۱۶  | ۲/۴۴۵۱۴۱        | ۰/۰۲۳۹                       |
|           | ۱۴۴۲/۶۵   | ۴/۶۹۸۱۸۸        | ۰/۰۰۰۱                       |
|           | -۱۲۸۳/۰۲۷ | -۵/۸۶۵۲۶۳       | ۰/۰۰۰۰                       |

سرعت تعدیل

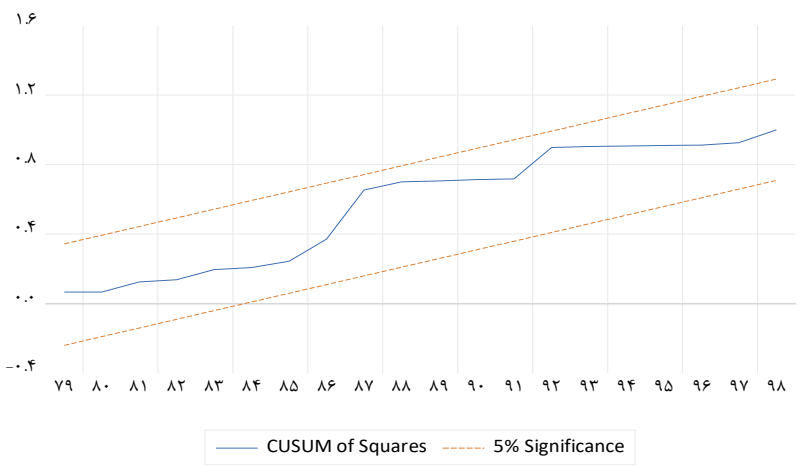
| $\hat{\rho}$ | انحراف معیار | آماره     | (P-Value) |
|--------------|--------------|-----------|-----------|
| -۰/۵۷۰۹۳۴    | ۰/۰۷۵۷۱۴     | -۷/۵۴۰۶۶۷ | ۰/۰۰۰۰    |

در این پژوهش، تکنیک پسماند تجمعی<sup>۱</sup> و مجذور پسماند تجمعی<sup>۲</sup>، که توسط براون<sup>۳</sup> و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، برای بررسی پایداری مدل استفاده شده است. همان‌طور که اشکال (۱) و (۲) نشان می‌دهند، مسیر حرکت آماره آزمون‌های پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی، برای دوره‌های مختلف، پیوسته بین دو خط بحرانی قرار دارد. بنابراین فرضیه صفر، پایداری مدل را در سطح اطمینان ۹۵ درصد تایید می‌کند و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردار هستند.

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)
3. Brown



شکل ۱: آزمون پایداری CUSUM



شکل ۲: آزمون پایداری CUSUM

نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی) در **جدول (۳)** گزارش شده است. نتایج برآورد تجربی نشان می‌دهند که همه متغیرها اثر معناداری بر مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر دارند. با توجه به نتایج، ضریب نابرابری درآمد (GINI) منفی و از لحاظ آماری معنادار است و این بیانگر آن است که توزیع ناعادلانه درآمد به کاهش مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر منجر می‌شود.

به‌گونه‌ای که ۱ واحد افزایش در نابرابری درآمد موجب کاهش مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر به میزان ۶۱۳۲/۴۶۵- واحد می‌شود. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، کاهش نابرابری درآمدی می‌تواند با کاهش نگرانی‌های اقتصادی افراد، آگاهی زیست‌محیطی را افزایش دهد که این امر عامل مهمی در ترویج مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر است. طبق نتایج برآوردی، افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP) موجب افزایش معناداری در مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر می‌شود، به‌نحوی که ۱ واحد افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی، مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر را ۸۸/۱۰۵۳۶ واحد افزایش می‌دهد، زیرا با افزایش رشد اقتصادی و دسترسی به منابع مالی، زمینه برای توسعه زیرساخت‌های انرژی تجدیدپذیر فراهم می‌شود. ضریب درجه‌باز بودن اقتصاد نیز مثبت و از لحاظ آماری معنادار است، به‌طوری که اگر درجه‌باز بودن اقتصاد ۱ واحد افزایش یابد، مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر به میزان ۱۳۲۷/۵۱۶ واحد افزایش می‌یابد. افزایش درجه‌باز بودن اقتصاد و دسترسی به بازارهای جهانی، موجب دسترسی به فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر و افزایش تولید این نوع انرژی می‌شود. به علاوه، در صورتی که ۱ واحد نرخ شهرنشینی افزایش یابد، مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر به میزان ۱۴۴۲/۶۵ واحد افزایش می‌یابد. این امر نشانگر افزایش آگاهی و دانش عمومی در زمینه کاهش مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و حرکت به سمت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر است. ضریب انتشار گاز کربن دی‌اکسید بر مصرف انرژی تجدیدپذیر منفی و در سطح ۹۹ درصد معنادار است، به‌گونه‌ای که با ۱ واحد افزایش انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن، مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر ۱۲۸۳/۰۲۷ واحد کاهش می‌یابد. افزایش انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای موجب کاهش تولید زیست‌توده به عنوان یکی از منابع انرژی تجدیدپذیر حاصل از مواد زیستی می‌شود.

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در بخش پایینی **جدول (۳)** گزارش شده‌اند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب وقفه اول عبارت تصحیح خطا معادل ۰/۵۷۰۹- برآورد شده است و در سطح ۱ درصد معنادار است. با توجه به آن، در هر دوره زمانی ۵۷/۰۹ درصد انحراف (مثبت یا منفی) متغیر وابسته از مسیر تعادلی خود تصحیح می‌شود.

## بحث و نتیجه‌گیری

امروزه با توجه به مشکلات زیست‌محیطی نظیر گرم شدن کره زمین در نتیجه انتشار فزاینده گازهای گلخانه‌ای و استفاده از انرژی‌های فسیلی، اولویت دادن به منابع تجدیدپذیر انرژی در برنامه‌ها و سیاست‌های توسعه پایدار جهانی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از سوی دیگر، با توجه به

مشکلات زیست‌محیطی و نابرابری‌های اجتماعی - اقتصادی، سیاستگذاران و دولتمردان می‌بایست توزیع عادلانه درآمد را که نقش مهمی در کاهش انتشار  $CO_2$  و بهبود کیفیت محیط‌زیست دارد، در دستور کار خود قرار دهند.

اگرچه مطالعاتی تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست را بررسی نموده‌اند، ولی تاثیر توزیع درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر که نقش مهمی در کاهش انتشار  $CO_2$  و بهبود کیفیت محیط‌زیست دارد، مورد غفلت واقع شده است. سهم این پژوهش در پر کردن شکاف موجود، بررسی تاثیر نابرابری درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۶۱ به صورت تجربی برای کشور ایران با استفاده از الگوی ARDL است. بدین منظور ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد، مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه به عنوان متغیر وابسته، و تولید ناخالص داخلی سرانه، درجه باز بودن اقتصاد، نرخ شهرنشینی و انتشار سرانه دی‌اکسید کربن به عنوان دیگر متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده‌اند.

نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهند که ضریب شاخص نابرابری درآمد به صورت منفی و در سطح احتمال یک درصد معنادار است که نشان می‌دهد توزیع عادلانه درآمد به افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر منجر می‌شود. دلیل این امر می‌تواند تفسیری از بحث اقتصاد سیاسی باشد؛ با توزیع برابر قدرت و درآمد تقاضای شهروندان برای محیط‌زیست پاک افزایش می‌یابد که خود سبب اعمال قوانین شدیدتر زیست‌محیطی می‌گردد. بنابراین، کاهش نابرابری درآمد موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌گردد و از آنجایی که انرژی‌های تجدیدپذیر عامل مهمی در حفاظت از محیط‌زیست و کاهش انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی هستند، این نوع از انرژی‌ها جایگزین مناسبی برای انرژی‌های تجدیدناپذیر همانند سوخت‌های فسیلی خواهند بود و با کاهش نابرابری درآمد بوده تحقیق و توسعه بیشتری برای تولید این نوع انرژی‌ها در نظر گرفته خواهد شد.

نتایج نشان می‌دهند هرچه میزان تولید ناخالص داخلی سرانه، حجم تجارت خارجی به GDP و نرخ شهرنشینی افزایش یابد، به افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر منجر می‌شود، در حالی که انتشار دی‌اکسید کربن مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را کاهش می‌دهد. از آنجایی که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کیفیت محیط‌زیست و کاهش آلاینده‌های محیطی نقش بسزایی دارد، ارتقای بهره‌برداری از منابع متنوع انرژی‌های تجدیدپذیر برای تامین بخشی از انرژی مورد نیاز کشور حائز اهمیت است. افزایش درجه باز بودن اقتصاد می‌تواند موجب دستیابی به فناوری تولید انرژی‌های تجدیدپذیر از دیگر کشورها شود و رقابت‌پذیری کشور را بهبود ببخشد. از سوی دیگر، افزایش درآمد

سراهنه منابع مالی را به منظور استفاده از فناوری‌های بهتر و به‌روزتر برای تولید انرژی‌های تجدیدپذیر و فناوری‌های پاک فراهم می‌نماید. همچنین، در سطوح بالای شهرنشینی آگاهی در زمینه صرفه‌جویی انرژی بالا رفته و باعث وضع قوانین و مقررات در خصوص مصرف بهینه انرژی شده است که نتیجه آن حفظ ذخایر زیرزمینی منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر و بسترسازی برای افزایش تولید انرژی‌های تجدیدپذیر است.

با توجه به این که هزینه تولید و استخراج انرژی‌های تجدیدپذیر بسیار بالاست، استفاده از این منابع برای اقشار کم‌درآمد جامعه به لحاظ این که میل نهایی به مصرف بالاتری نسبت به اقشار پردرآمد دارند، پرهزینه‌تر است. در این راستا پرداخت یارانه توسط دولت به دهک‌های پایین درآمدی کشور می‌تواند به توزیع برابرتر درآمد در جامعه و استفاده تمام اقشار از منابع انرژی‌های تجدیدپذیر کمک نماید. همچنین، ارتقای سطح بهداشت و آموزش و هزینه‌های اجتماعی دولت می‌تواند به توزیع برابرتر درآمد در جامعه کمک کند.

### اظهاریه قدردانی

نویسندگان این پژوهش از داوران محترم و ناشناس، و همچنین ویراستار علمی (مازیار چابک) نشریه برنامه‌ریزی و بودجه بابت نظرهای ارزشمندشان کمال تشکر و قدردانی را دارند.

### منابع

#### الف) انگلیسی

- Apergis, N., & Payne, J. E. (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 Economics*, 42(1), 226-232. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.01.003>
- Baek, J., & Gweisah, G. (2013). Does Income Inequality Harm the Environment? Empirical Evidence from the United States. *Energy Policy*, 62(1), 1434-1437. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.097>
- Berthe, A., & Elie, L. (2015). Mechanisms Explaining the Impact of Economic Inequality on Environmental Deterioration. *Ecological Economics*, 116(1), 191-200. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2015.04.026>
- Boyce, J. K. (1994). Inequality as a Cause of Environmental Degradation. *Ecological Economics*, 11(3), 169-178. [https://doi.org/10.1016/0921-8009\(94\)90198-8](https://doi.org/10.1016/0921-8009(94)90198-8)



- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149-163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Cadoret, I., & Padovano, F. (2016). The Political Drivers of Renewable Energies Policies. *Energy Economics*, 56(1), 261-269. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.03.003>
- Churchill, S. A., Ivanovski, K., & Munyanyi, M. E. (2021). Income Inequality and Renewable Energy Consumption: Time-Varying Non-Parametric Evidence. *Journal of Cleaner Production*, 296(1), 126306. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126306>
- Ebrahimi, M., BabaeiAghEsmaili, M., & Kafili, V. (2017). Income Inequality and Environmental Quality: A Case Study of Iran. *Journal of Econometric Modelling*, 2(1), 59-79. [In Farsi] [https://jem.semnan.ac.ir/article\\_2655.html?lang=en](https://jem.semnan.ac.ir/article_2655.html?lang=en)
- Fredriksson, P. G., & Svensson, J. (2003). Political Instability, Corruption and Policy Formation: The Case of Environmental Policy. *Journal of Public Economics*, 87(7-8), 1383-1405.
- Gill, I. S., & Ilahi, N. (2000). Economic Insecurity, Individual Behavior and Social Policy. *Regional Study "Managing Economic Insecurity in Latin America and the Caribbean," The World Bank*, 31522.
- Hao, Y., Chen, H., & Zhang, Q. (2016). Will Income Inequality Affect Environmental Quality? Analysis Based on China's Provincial Panel Data. *Ecological Indicators*, 67(1), 533-542. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2016.03.025>
- Harati, J., Zamanian, G., & Tagizadeh, H. (2018). The Relationship between Financial Development and Energy Consumption: A Comparison of Developing and Advanced Countries. *Iranian Journal of Economic Research*, 22(73), 197-236. [In Farsi] <https://doi.org/10.22054/ijer.2018.8303>
- Karacan, R., Mukhtarov, S., Barış, İ., İşleyen, A., & Yardımcı, M. E. (2021). The Impact of Oil Price on Transition toward Renewable Energy Consumption? Evidence from Russia. *Energies*, 14(10), 2947. <https://doi.org/10.3390/en14102947>
- Khan, H., Khan, I., & Binh, T. T. (2020). The Heterogeneity of Renewable Energy Consumption, Carbon Emission and Financial Development in the Globe: A Panel Quantile Regression Approach. *Energy Reports*, 6(1), 859-867. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2020.04.002>
- Lalkhezri, H., & Karimi Potanlar, S. (2019). Evaluation the Effect of Income Inequality on Carbon Dioxide Emissions in Iran (with Emphasis on Energy Intensity). *Journal of Iranian Economic Issues*, 6(1), 181-200. [In Farsi] [https://economics.ihs.ac.ir/article\\_4924.html?lang=en](https://economics.ihs.ac.ir/article_4924.html?lang=en)
- Laurent, E. (2015). Social-Ecology: Exploring the Missing Link in Sustainable Development. *OFCE-Sciences-Po, Working Paper, No. 2015-07*.
- Marques, A. C., Fuinhas, J. A., & Manso, J. P. (2010). Motivations Driving Renewable Energy in European Countries: A Panel Data Approach. *Energy Policy*, 38(11), 6877-6885. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.07.003>
- Mehrara, M. (2007). Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries. *Energy Policy*, 35(5), 2939-2945. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2006.10.018>
- Mehrara, M., Rezaei, S., & Razi, D. H. (2015). Determinants of Renewable Energy Consumption Among ECO Countries; Based on Bayesian Model Averaging and Weighted-Average Least Square. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 54(1), 96-109. <https://doi.org/10.18052/www.scipress.com/ILSHS.54.96>

- Mousavi Shafae, S. M., Noorollahi, Y., Rezayan Ghayabashi, A., Yousefi, H., & Rezayan, A. H. (2016). Human Security and Challenges to the Development of Renewable Energies in Iran, with Emphasis on Environmental Security. *Journal of Environmental Science and Technology*, 18(3), 167-180. [In Farsi] [https://jest.srbiau.ac.ir/article\\_9820.html?lang=en](https://jest.srbiau.ac.ir/article_9820.html?lang=en)
- Mukhtarov, S., Mikayilov, J. I., Maharramov, S., Aliyev, J., & Suleymanov, E. (2022). Higher Oil Prices, Are They Good or Bad for Renewable Energy Consumption: The Case of Iran? *Renewable Energy*, 186(1), 411-419. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.12.135>
- Omri, A., & Nguyen, D. K. (2014). On the Determinants of Renewable Energy Consumption: International Evidence. *Energy*, 72(1), 554-560. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2014.05.081>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Piketty, T. (2017). Capital in the Twenty-First Century. In *Capital in the Twenty-First Century*: Harvard University Press. <https://doi.org/10.4159/9780674982918>
- Sadorsky, P. (2009a). Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Oil Prices in the G7 Countries. *Energy Economics*, 31(3), 456-462. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.12.010>
- Sadorsky, P. (2009b). Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economies. *Energy Policy*, 37(10), 4021-4028. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.05.003>
- Scruggs, L. A. (1998). Political and Economic Inequality and the Environment. *Ecological Economics*, 26(3), 259-275. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00118-3](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00118-3)
- Sequeira, T. N., & Santos, M. S. (2018). Renewable Energy and Politics: A Systematic Review and New Evidence. *Journal of Cleaner Production*, 192(1), 553-568. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.04.190>
- Strunz, S., Gawel, E., & Lehmann, P. (2016). The Political Economy of Renewable Energy Policies in Germany and the EU. *Utilities Policy*, 42(1), 33-41. <https://doi.org/10.1016/j.jup.2016.04.005>
- Uzar, U. (2020). Is Income Inequality a Driver for Renewable Energy Consumption? *Journal of Cleaner Production*, 255(1), 120287. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120287>
- Uzar, U., & Eyuboglu, K. (2019). The Nexus between Income Inequality and CO2 Emissions in Turkey. *Journal of Cleaner Production*, 227(1), 149-157. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.169>
- Yao, S., Zhang, S., & Zhang, X. (2019). Renewable Energy, Carbon Emission and Economic Growth: A Revised Environmental Kuznets Curve Perspective. *Journal of Cleaner Production*, 235, 1338-1352. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.07.069>

## (ب) فارسی

- ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۱). معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد. *نشریه برنامه و توسعه*، ۱۱(۱)، ۱۷۱-۱۵۰.
- باصری، بیژن؛ عباسی، ابراهیم، و کیانی، غفار (۱۳۹۸). اثرات مالی گسترش انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در ایران. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۳(۴۶)، ۱۸۲-۱۶۱.
- بهبودی، داوود؛ محمدزاده، پرویز، و جبرائیلی، سودا (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی

در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته. *نشریه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۶(۲۳)، ۲۲-۱.

خیری، محمد؛ دهباشی، وحید، و اسماعیل‌پور مقدم، هادی (۱۳۹۷). تحلیل اثر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست در ایران (با ارائه یک مدل کاربردی در برنامه‌ریزی محیطی). *نشریه نگرش‌های نو در جغرافیای انسانی*، ۱۰(۲)، ۳۱-۱۳.

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر، و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۱). بررسی میزان تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدنپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران)، دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰. *نشریه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۹(۳۲)، ۷۲-۵۱.

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر، و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۳). رابطه علیت پانلی بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی؛ مقایسه مناطق مختلف جهان. *نشریه پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۹(۱۸)، ۱۵۰-۱۲۷.

نحوه ارجاع به مقاله:

فراهتی، محبوبه، و سلیمی، لیلا (۱۴۰۲). اثر نابرابری درآمد بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران. نشریه برنامه‌ریزی و بودجه، ۲۸(۱)، ۷۷-۹۵.

Farahati, M., & Salimi, L. (2023). The Effect of Income Inequality on Renewable Energy Consumption in Iran. *Planning and Budgeting*, 28(1), 77-95.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.28.1.77>

**Copyrights:**

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

