فصلنامه پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی

سال سوم/ شماره ۶/ بهار ۱۳۹۶/ صفحات ۲۰۲-۱۷۱

تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در ایران

سید کمال صادقی

دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

sadeghiseyedkamal@gmail. com

سکینه سجودی

دکتری رشته اقتصاد دانشگاه تبریز

sakinehsojoodi@gmail. com

فهیمه احمدزاده دلجوان

کارشناس ارشد رشته اقتصاد دانشگاه تبریز

fahimehahmadzadeh@yahoo. com

افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و لزوم اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت کاهش آن و همچنین ضرورت دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر در کشورهای در حال توسعه، توجه اکثر کشورها را به سمت انرژی‌های تجدیدپذیر سوق داده است. در واقع انرژی‌های تجدیدپذیر یک راه‌حل مناسب برای دستیابی به توسعه پایدار تلقی می‌شود. هدف از این مطالعه بررسی تأثیر افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر (RES)، بر تولید ناخالص داخلی (GDP) و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن (CO_2) می‌باشد. بر این اساس با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران (۲۰۱۲-۱۹۸۰) و بر مبنای الگوی خود رگرسیون ساختاری (SVAR) به تحلیل رابطه پویا میان سه متغیر انرژی تجدیدپذیر، رشد اقتصادی و انتشار CO_2 پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن می‌باشد که بروز شوکی مثبت در مصرف انرژی تجدیدپذیر، منجر به افزایش رشد اقتصادی و انتشار CO_2 می‌شود، از طرفی تحلیل تجزیه واریانس نیز حاکی از آن است که سهم انرژی تجدیدپذیر در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی GDP و CO_2 در سطح پایینی قرار دارد. از این رو با توجه به مزیت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر توصیه می‌شود افزایش سهم این نوع انرژی از کل انرژی تولیدی کشور در افق کار سیاستمداران قرارگیرد.

واژگان کلیدی: انرژی‌های تجدیدپذیر، رشد اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن، الگوی SVAR، توسعه پایدار.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۶/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۱۹

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

۱. مقدمه

روند رو به رشد مصرف انرژی، کاهش منابع سوخت‌های فسیلی و نیز گرم شدن بیش از اندازه کره زمین از علل عمده و مهم در گرایش کشورها به استفاده از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر (RES)[1] به عنوان جایگزینی برای سوخت‌های فسیلی محسوب می‌شود. پروتکل کیوتو (۱۹۹۷)، از جمله اقدامات ابتدایی در جهت جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت‌های فسیلی است. در واقع پروتکل کیوتو، فراگیرترین و جامع‌ترین توافقنامه درباره محیط‌زیست و توسعه پایدار تا به امروز شمرده می‌شود. این پیمان به منظور کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG)[2] که از عوامل اصلی گرم شدن زمین در دهه‌های اخیر تلقی می‌شوند، پی‌ریزی شده است.

طبق این پروتکل کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه موظف شده‌اند تا در یک دوره زمانی پنج ساله طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۸ میزان GHG را به ۵/۲ درصد کمتر از حد آن در سال ۱۹۹۰ کاهش دهند. انتشار CO_2 به عنوان مهم‌ترین گاز آلوده‌کننده، ۵۸/۸ درصد از مجموع انتشار گازهای گلخانه‌ای در جهان را شامل می‌شود. از آنجایی که عامل اصلی در تولید این گاز، استفاده از سوخت‌های فسیلی در بخش تولید انرژی است، بنابراین به نظر می‌رسد عمده‌ترین تلاش‌ها در جهت کاهش انتشار CO_2 کم کردن استفاده از سوخت‌های فسیلی در این بخش باشد. بدین منظور سعی در افزایش استفاده از انرژی‌های پایا و تجدیدپذیر از جمله انرژی بادی و خورشیدی ملاک کار بسیاری از دولت‌ها برای تولید سایر انرژی‌ها از جمله انرژی برق قرار گرفته است.

بر اساس اطلاعات آماری منتشره در نهاد بی پی از انرژی جهان (۲۰۱۳) اگر چه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر (RES) در مقابل انرژی‌های تجدیدناپذیر (NRES)[3] سهم ناچیزی را به خود اختصاص داده است؛ اما پیوسته با گذشت زمان و اعمال سرمایه‌گذاری‌ها و زیرساخت‌های لازم

1. Renewable Energy Sources
2. Greenhouse Gas Emissions
3. Non-Renewable Energy Sources

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

میزان بکارگیری این نوع انرژی همواره روند رو به رشدی را از خود نشان می‌دهد. بر اساس این آمار در بین کشورهای آسیایی چین با ۱۳/۴٪، هند با ۴/۶٪ و ژاپن با ۳/۴٪ به ترتیب رتبه‌های اول تا سوم را در تولید انرژی تجدیدپذیر به خود اختصاص داده‌اند (این درصدها بیانگر سهم انرژی تجدیدپذیر نسبت به کل انرژی تولیدی در داخل هر کشور است).

ایران با دارا بودن ۱۰ درصد از منابع نفتی جهان و ۱۵ درصد از گاز جهان به عنوان کشوری غنی از منابع و سوخت‌های فسیلی مطرح است، به طوری که می‌توان بیان کرد، این منابع سرشار، مانع از رغبت بیشتر برای استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در کشور شده است. با وجود این که پهنه گسترده ایران با وجود تنوع بسیار زیستی و جغرافیایی، بستر مناسبی برای استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در تولید برق فراهم آورده است. اما در حال حاضر سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی کشور بسیار ناچیز بوده و تنها در بخش تولید انرژی برق، از این نوع انرژی‌ها تا حدودی استفاده می‌شود. بر اساس آمار وزارت نیرو (۱۳۹۰) در حال حاضر ۸۳/۵ درصد از کل ظرفیت تولید برق کشور مربوط به نیروگاه‌های حرارتی، ۱/۵ درصد توسط نیروگاه اتمی، ۱۴ درصد به وسیله واحدهای نیروگاهی برق آبی، ۰/۳ درصد انرژی‌های نو و ۰/۷ درصد مربوط به نیروگاه‌های مولد مقیاس کوچک یا تولید پراکنده است. ملاحظه می‌شود سهم انرژی پاک در سبد تولید انرژی الکتریکی نیز در سطح پایینی است.

با توجه به وخامت وضعیت آلودگی هوا و لزوم اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت کاهش آن و همچنین با توجه به ضرورت رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران، جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت‌های فسیلی می‌تواند در عین عدم توقف برنامه‌های رشد اقتصادی به کاهش آلاینده‌های زیست‌محیطی منجر شود.

انرژی تجدیدپذیر علاوه بر آنکه دارای ظرفیت ویژه برای رشد اقتصادی است، تنوع‌بخشی به سبد انرژی کشور باعث ارتقا و امنیت انرژی شده و نیز می‌تواند به وسیله کاهش آلودگی هوا در حفظ محیط‌زیست نقش عمده‌ای را ایفا کند. بر مبنای مزیت‌های ذکرشده این مطالعه در نظر دارد با

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

بکارگیری الگوی خود رگرسیون ساختاری (SVAR)[1] به بررسی اثرات و نتایج افزایش استفاده انرژی‌های تجدیدپذیر در روند رشد اقتصادی و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشور ایران بپردازد. سازمان‌دهی مطالعه حاضر بدین شکل است که بخش بعدی به بررسی ادبیات موضوع و مطالعات تجربی انجام‌گرفته در این زمینه اختصاص داده شده است، در بخش سوم منابع و متغیرهای مورد استفاده معرفی شده و در مرحله بعد الگوی تجربی و نتایج این پژوهش ارائه خواهد شد و در نهایت، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص خواهد یافت.

۲. ادبیات موضوع

همواره در روند رشد و توسعه اقتصادی از انرژی به عنوان نیروی محرکه‌ای در جهت تسریع این فرآیند نامبرده شده است، ولیکن، میزان اهمیتی که در الگوهای مختلف برای انرژی در نظر گرفته می‌شود، متفاوت است. در همین راستا فروض متفاوتی در ارتباط میان انرژی و رشد اقتصادی مطرح شده است که در حالت کلی به چهار فرض مختلف تقسیم می‌شود (آپرجیس و پاینه[2]، ۲۰۰۹و ۲۰۱۱ و سویتاس و ساری و بردلی[3]، ۲۰۰۷):

الف) فرضیه رشد[4] به موقعیتی اشاره دارند که در آن مصرف انرژی به طور مستقیم و یا به عنوان مکمل سرمایه و نیروی کار نقشی حیاتی در روند رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. چنین فرضیه‌ای بیانگر وجود علیت یک‌طرفه از انرژی به سمت رشد اقتصادی است. در این شرایط سیاست‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی اثرات منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

ب) فرضیه صرفه‌جویی[5] در مصرف انرژی بدان معناست که رشد اقتصادی پویا موجب استفاده فزاینده از انرژی خواهد شد. این فرضیه در صورتی تأیید می‌شود که رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به طرف مصرف انرژی وجود داشته باشد. در این صورت سیاست‌های حفاظت از

1. Structural Vector Autoregressive
2. Apergis and Payne
3. Soytas and Sari and Bradley
4. Growth
5. Conservation

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

انرژی که ممکن است از استفاده فزاینده انرژی جلوگیری کند، اثری منفی بر رشد اقتصادی نخواهد داشت.

ج) فرضیه بازخورد[1] بیانگر رابطه متقابل میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی است. این فرضیه زمانی حمایت می‌شود که رابطه‌ای دوسویه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود داشته باشد. تحت این شرایط سیاست‌های صرفه‌جویی و کاهش در مصرف منابع انرژی می‌تواند عملکرد رشد اقتصادی را کاهش دهد و به همین ترتیب تغییرات در رشد اقتصادی می تواند در مصرف انرژی منعکس شود.

د) فرضیه خنثایی[2] نشان می‌دهد که مصرف انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر نمی‌گذارد. در واقع عدم وجود رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی شواهدی را بر وجود فرضیه خنثایی ارائه می‌دهد. در این مورد، سیاست صرفه‌جویی و حفاظت از منابع انرژی که به منظور کاهش مصرف انرژی اختصاص داده شده است؛ هیچ تأثیری را بر رشد اقتصادی نخواهد داشت (تاکو و همکاران[3]، ۲۰۱۲). بر این اساس، طبق نظریات رشد اقتصادی انرژی می‌تواند عامل مهمی در جهت حرکت به سمت رشد اقتصادی بالاتر باشد؛ اما در مقابل آثار سوء زیست‌محیطی که حاصل از مصرف انرژی است، توجه نظریه‌های اقتصادی را به ارتباط میان مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست معطوف ساخته است.

تعامل بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست موضوع بحث‌برانگیزی است که در چند سال گذشته به صورت تجربی و نظری توجه بسیاری را به خود جلب کرده است. بخش عمده‌ای از مطالعات در محور رابطه درآمد سرانه و انواع آلودگی است. نتایج مطالعاتی چون هولتز و سلدن[4] (۱۹۹۵)، گروسمن و کروگر[5] (۱۹۹۵)، سلدن و سانگ[6] (۱۹۹۴) و برادفورد و اسچلیکرت و شور[7]

1. Feedback
2. Neutrality
3. Tugcu et al.
4. Holtz and Selden
5. Grossman and Krueger
6. Selden and Song
7. Bradford and Schlieckert and Shore

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

(۲۰۰۰) حاکی از آن است؛ که در مراحل ابتدایی فرآیند توسعه سطح انتشار آلاینده‌ها افزایش‌یافته و سپس در مراحل توسعه‌یافتگی میزان انتشار آلاینده‌ها رو به کاهش می‌گذارد. بدین شکل رابطه‌ای به صورت U معکوس بین آلودگی و درآمد به وجود می‌آید که مکرراً از آن به عنوان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[1] یاد شده است.

همان طور که بیان شد در مراحل اولیه رشد اقتصادی و روند صنعتی شدن با استفاده شتابان و فزاینده از انرژی، آثار مثبت آن بر رشد اقتصادی، همراه با انتشار فزاینده گازهای گلخانه‌ای بوده و موجب آثار زیان‌بار و غیرقابل جبرانی بر محیط‌زیست شده است. همین امر منجر شد تا در روند رشد اقتصادی، مفهومی اساسی‌تر با عنوان توسعه پایدار مطرح شود. توسعه پایدار در سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[2] (۲۰۰۱)، به این صورت تعریف شده است: «توسعه پایدار مسیر توسعه‌ای است که در آن بالاترین رفاه نسل امروز منجر به کاهش در رفاه نسل آینده نشود».

رسیدن به این سطح توسعه مستلزم کاهش اثرات جانبی منفی است؛ که منجر به کاهش منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست می‌شود (ناری[3]، ۲۰۰۸). توافق کشورهای مختلف در صرفه‌جویی مصرف انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای بر مبنای توسعه پایدار جذابیت مطالعات مربوط به مصرف انرژی را بیشتر می‌کند. کلید پویایی چنین مطالعاتی در مصرف منابع انرژی تجدیدپذیر می‌باشد. حال این سؤال مطرح می‌شود، که گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و انجام طرح‌های حمایت از آن چه اثراتی بر GDP و به طور کلی بر اقتصاد خواهد گذاشت. عوامل و مکانیسم‌های متعددی در این خصوص می‌تواند اثرگذار باشد. در راستای تفکرات مکاتب مختلف، این مکانیسم‌ها به شرح زیر است:

- اثرات قیمت و هزینه: تأثیر قیمت (هزینه‌های انرژی) روی صنعت و خانوار
- اثرات ساختار تقاضا: اثر تقاضا بر صنعت، خانوار و تجارت

1. Environmental Kuznets curve
2. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
3. Nourry

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

- اثرات ضریب شتاب‌دهنده: اثر رفتار خانوار و صنعت بر سایر بخش‌های اقتصادی
- اثرات نوآوری/ بهره‌وری: اثر نوآوری یا بهره‌وری روی صنعت و خانوار

۲-۱. اثرات قیمت و هزینه

اثرات قیمت و هزینه اغلب به عنوان مکانیسم‌هایی در چگونگی تأثیر سیاست‌های اجرایی RES بر اقتصاد شناخته شده‌اند. به طور کلی در بحث‌های اقتصادی هزینه‌های اولیه شامل هزینه نیروی کار (دستمزد) و سرمایه شناخته شده است. با توجه به ویژگی‌های انرژی تجدیدپذیر یکی دیگر از عوامل هزینه‌ای، هزینه بالاتر عرضه RES در مقایسه با اشکال متعارف از انرژی است. این افزایش هزینه باعث ایجاد اثرات مختلف در طرف عرضه اقتصاد خواهد شد. با توجه به هزینه‌های بالاتر، این امر موجب کاهش تولید و خروجی در اقتصاد بوده و به نوبه خود ممکن است منجر به کاهش تقاضا برای نیروی کار از عوامل تولید شود. در این شرایط اگر مکانیسم بازار در بازار کار منجر به کاهش دستمزد واقعی شود، یک تعادل جدید با اشتغال کامل برقرار شده؛ در غیر این صورت این امر منجر به بیکاری خواهد شد. علاوه بر این، افزایشی در هزینه به عنوان مانعی در رقابت بین‌المللی منجر به فشار بیشتر در کاهش دستمزد واقعی می‌شود. چنین شرایطی وابسته به تحمل این اثرات در اقتصاد کلان است. صنایع انرژی بر که در معرض رقابت‌های بین‌المللی هستند، تحت فشار قرار گرفته و این اثرات ممکن است تشدید یابد؛ زیرا با از دست دادن قدرت رقابت بین‌المللی اثرات منفی تشدید پیدا می‌کند.

اگر از سوی دیگر، سود انحصاری حاصل از خدمات شهری و رفاهی فشار هزینه‌ای را بکاهد، در این صورت آثار زیان‌آور در اقتصاد ضعیف‌تر خواهدشد. در صورتی که خانوار خصوصی متحمل بار هزینه تأمین انرژی تجدیدپذیر شوند، یعنی آن‌ها مجبور به پرداخت قیمت‌های بالاتر برای انرژی باشند، در این صورت الگوی مصرف خود را تغییر خواهند داد. این امر موجب کاهش سطح مصرف انرژی و جایگزینی سایر کالاها به جای انرژی می‌شود. با توجه به حساسیت (کشش) تقاضای خانوار نسبت به قیمت برای کالاهای مصرفی، این تأثیر ممکن است قوی‌تر یا ضعیف‌تر باشد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

همچنین اگر بودجه عمومی عهده‌دار بار هزینه شود، دولت مجبور به کاهش سایر مخارج خواهد شد (اثر بودجه عمومی) و یا معادل آن دولت درآمد مالیاتی را افزایش خواهد داد و در نتیجه آن بودجه در دسترس مصرف‌کنندگان و یا تولیدکنندگان کاهش می‌یابد (اثر بودجه خصوصی). این امر منجر به کاهش هزینه و اثرات جبرانی[1] برای سایر سرمایه‌گذاری‌ها یا مخارج مصرف‌کنندگان می‌شود. به طور خلاصه، اثرات جبرانی در مکانیسم تعدیل ساختاری رخ می‌دهد و در این مورد از هزینه‌های بالا، اثرات مصرف منفی به سمت تقاضا سوق می‌یابد. بنابراین اثرات اقتصاد کلان وابسته به طرح‌های حمایتی و مکانیسم تعدیلی است؛ که به نوبه خود تابعی از کشش نسبی عرضه و تقاضای عوامل مختلف اقتصادی است (راگویتز و همکاران[2]، ۲۰۰۹: ۱۳).

۲-۲. اثرات ساختاری تقاضا

علاوه بر تغییر در هزینه یا قیمت، افزایش در RES همچنین منجر به تغییرات ساختاری در اقتصاد می‌شود. سیاست‌های RES اثرات مستقیم مثبت و منفی بر تقاضا خواهد داشت. پیاده‌سازی سیاست‌های RES نیازمند سرمایه‌گذاری اضافی برای افزایش ظرفیت این نوع انرژی‌ها است که در مورد انرژی‌های زیست توده و سوخت‌های زیستی موجب افزایش تقاضا برای جنگل‌ها و محصولات کشاورزی نیز می‌شود. (اثرات مثبت و مستقیم بر تقاضا). در عین حال تقاضا برای حامل‌های انرژی‌های تجدیدناپذیر و سرمایه‌گذاری برای تأمین این نوع انرژی کاهش خواهد یافت (اثرات منفی مستقیم بر تقاضا). با این حال، به طور کلی هزینه‌های RES که عمدتاً شامل هزینه‌های سرمایه‌ای است بیشتر از سرمایه و هزینه‌های لازم برای عرضه انرژی‌های تجدیدناپذیر در نظر گرفته می‌شود.

از آنجایی که به طور معمول، سهم قابل توجهی از هزینه‌های RES به مصرف‌کنندگان منتقل می‌شود. بنابراین، آن‌ها درآمد کمتری را برای مصرف سایر کالاها خواهند داشت (اثر بودجه

۱. اندیشه‌ای که استقراض بسیار زیاد دولت وجوه قابل دسترس وام گیرندگان خصوصی را کاهش می‌دهد، نرخ بهره را بالا برده و سبب کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد می‌شود.

2. Ragwitz etal.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

خصوصی). از آنجا که نهاده‌های متعدد از سایر بخش‌ها برای تأمین تقاضای مربوطه لازم است، ارتباط تولیدی میان سایر صنایع وجود داشته و واکنش‌های مثبت و منفی مستقیم در امر تولید RES به صورت غیرمستقیم در این صنایع وارد خواهد شد. به طور کلی واکنش‌های مستقیم و غیرمستقیم مختلف منجر به ترکیب ساختاری متفاوت در اقتصاد می‌شود. این واکنش‌ها به تغییرات تکنولوژیکی و طرح‌های حمایت از RES وابسته است (راگویتز و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۵).

۲-۳. اثرات شتاب‌دهنده و ضریب فزاینده

اثرات طرف تقاضا به عنوان سنگ زیر بنای مدل کینزین بیانگر آن است که بیکاری به دلیل کمبود در تقاضای کل ایجاد می‌شود. با فرض این که شرایط برای بیکاری کینزی برقرار باشد، اثرات اشتغال و رشد، مثبت پیش‌بینی خواهد شد؛ در صورتی که نتایج سیاست‌های انرژی تجدیدپذیر به عنوان یک محرک، منجر به افزایش در تقاضای مؤثر برای کالاها شود. در این مورد دو اثر ضریب فزاینده درآمد و شتاب‌دهنده بایستی بررسی شود. ترکیب این دو اثر می‌تواند موجب حمایت بیشتر از فعالیت‌های کسب و کاری که به وسیله چنین محرک‌هایی به وجود آمده است شود. به ویژه تأثیرات تغییر درآمدی بسیار جالب توجه است. خانوارها از مشاغل و فعالیت‌های گسترش یافته در نتیجه انرژی تجدیدپذیر منتفع می‌شوند ولی در مقابل از کاهش فعالیت‌ها در منابع انرژی فسیلی رنج می‌برند.

کاهش در درآمد، موجب کاهش مصرف شده و پس از آن، تقاضای خانوارها برای تمام کالاهای مصرفی کاهش می‌یابد و این مسأله منجر به کاهش در تولید در صنعت می‌شود که به نوبه خود درآمد در بخش‌های آسیب دیده را کاهش می‌دهد. افزایش در درآمد تأثیر عکسی دارد. درآمد بالاتر باعث افزایش میزان تقاضا برای کالاهای مصرفی شده که این امر موجب تولید بیشتر و در نتیجه افزایش درآمد در بخش‌های مربوطه، اشتغال بالا و از این رو افزایش درآمد برای خانواده‌ها می‌گردد.

این افزایش در درآمد بالاتر در همه بخش‌ها از طریق افزایش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در یک بخش تأثیر ضریب تکاثر نامیده می‌شود. به طوری که افزایش اولیه در مخارج می تواند منجر به افزایشی حتی بزرگتر از درآمد (ملی) شود. تأثیر شتاب‌دهنده با مکانیسمی مشابه اشاره به سطح

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

صنعت دارد. در این‌جا تقاضای بالاتر و در نتیجه افزایش درآمد منجر به تقاضا برای سرمایه‌گذای در صنایع پیشین و مرتبط در زنجیره تأمین انرژی تجدیدپذیر می‌شود. این افزایش تقاضا در صنایع پیشین در حقیقت با تولید و درآمد بیشتر، منجر به انجام سرمایه‌گذاری گسترده‌تر می‌شود؛ که این حالت نیز منجر به رشد تقاضا برای صنایع پیشین آن خواهدشد و به همین ترتیب این زنجیره در اقتصاد ادامه خواهد یافت (راگویتز و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۹).

۲-٤. اثرات نوآوری

در بسیاری از موارد تغییرات فنی با سرمایه‌گذاری‌های پیشین در ارتباط است. سیستم جدید و نوآوری، تغییرات فنی را ترکیب کرده و ارتقاء بالاتر در موجودی سرمایه را به ارمغان می‌آورد. با توجه به رشد اقتصادی، تجدید و ارتقای موجودی سرمایه، امکانات تولید در اقتصاد ملی در طول زمان افزایش خواهد یافت. در این شرایط بایستی اثرات رواج فن‌آوری‌های RES در این فرایند پرسیده شود. در اینجا این موضوع حائز اهمیت است که آیا فن‌آوری RES تأثیر بسزایی در افزایش توان بالقوه خروجی و کالاهای تولید شده در یک اقتصاد را خواهد داشت. با فرض حجم سرمایه‌گذاری ثابت، دو مورد زیر قابل تصور است:

- در مورد اول، فرض بر این است که فن آوری‌های RES هیچ تأثیر مولدی را از خود نشان نمی‌دهد. از آنجا که سرمایه‌گذاری‌های RES تحت فرض حجم سرمایه‌گذاری ثابت، هیچ گونه اثر تولیدی را از خود نشان نمی‌دهد، سرمایه‌گذاری‌های مولد شرکت‌ها پس از آن کاهش می‌یابد. به این ترتیب، افزایش در بهره‌وری در مقایسه با به توسعه‌ای که در آن همه سرمایه‌گذاری برای فناوری‌های تولیدی مؤثر استفاده می‌شود پایین‌تر است. به طور خلاصه، در مورد حالت اول، افزایش بهره‌وری در اقتصاد کلان کاهش خواهد یافت.
- مورد دوم، فرض بر این است که فن آوری‌های RES نیز عاملی مؤثر در تولید باشد. تحت این شرایط در مقایسه با حالت اول امکانات تولیدی کالاهای مادی به طور همزمان افزایش می‌یابد. اگر سرمایه‌گذاری‌های حفاظت از محیط زیست منجر به افزایش مشابه در بهره‌وری به عنوان

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

سرمایه‌گذاری‌های جدید تولیدی گردد؛ اثرات جبرانی سرمایه‌گذاری با اثرات مولد که تحت ثابت بودن سایرشرایط از حجم سرمایه‌گذاری ثابت به دست آمده است؛ پس از آن کاهش داده می‌شود و یا در یک حالت افراطی رخ نمی‌دهد.

فرض حجم سرمایه‌گذاری ثابت را می توان کنار گذاشت؛ اگر فرض بر این است که، افزایش در حجم سرمایه‌گذاری از طریق تأمین مالی با تغییر تقاضا از مصرف به سرمایه‌گذاری و یا توسط افزایش در GDP صورت گیرد. در این فرض، این امربه مثابه یک "ازدحام فن آوری" و نوسازی، افزایش رشد و توسعه را در اقتصاد ملی در پی دارد.

اثر تغییرات فنی ناشی از طرح‌های پشتیبانی RES به طور قابل ملاحظه‌ای وابسته به این امر است که در کدام یک از این دو فرضیه با در نظر گرفتن تأثیر مولد و سازنده از فناوری‌های حفاظت از محیط زیست (سرمایه‌گذاری و توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر) وزن بیشتری داده می‌شود. نتایج تجربی اول نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری‌های زیست‌محیطی دارای اثری مولد و سازنده هستند. با این حال، روشن است که اهمیت این اثر بستگی به فن‌آوری و به طور کلی، افزایشی قابل توجه در بهره‌وری ناشی از برخی سرمایه‌گذاری‌های زیست‌محیطی خواهد داشت (راگویتز و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۱).

در راستای بررسی و تحلیل این مکانیسم‌ها، مطالعات گسترده‌ای صورت گرفته است که این مطالعات را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد. گروه اول مطالعاتی هستند که به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی پرداخته‌اند، گروه دوم رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر را مد نظر قرار داده‌اند و مطالعات گروه سوم به بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی محیط‌زیست اختصاص داده شده است. به برخی از این مطالعات در جدول (۱) اشاره می‌شود.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

جدول ۱. مروری بر مطالعات پیشین

مطالعات انجام‌شده در بررسی رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی			
محقق	**نمونه مورد بررسی**	**مدل تخمین زده‌شده**	**خلاصه نتایج مطالعه**
مهرآرا و زارعی (۱۳۹۰)	ایران (۱۳۳۸-۱۳۸۶)	رگرسیون حدآستانه	در رژیم مصرف سرانه پایین انرژی اثر نهایی مصرف انرژی‌بر رشد اقتصادی مثبت و به طور قابل ملاحظه ای بیشتر از سایر رژیم‌ها است. با عبور از حد آستانه اول و قرار گرفتن در رژیم دوم یا سطوح بالاتر مصرف سرانه انرژی میزان اثر مذکور کاهش می یابد. در رژیم سوم متناظر با مصرف سرانه بالای انرژی اثر نهایی مصرف انرژی به حدود صفر رسیده است. به دلیل حضور کشور در رژیم سوم انتظار نمی‌رود که کاهش مصرف انرژی اثرات بازدارنده‌ای بر رشد اقتصادی داشته باشد.
دامن کشیده و همکاران (۱۳۹۲)	ایران (۱۹۹۰-۲۰۰۹)	پانل دیتا	رابطه مثبت و معنی‌داری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب سند چشم‌انداز بیست ساله ایران وجود دارد.
چوانگو و زو[1] (۲۰۱۲)	چین (۱۹۹۵-۲۰۰۸)	بررسی رابطه علی، داده‌های پانلی پویا	رابطه علی دو طرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در سطح ملی و منطقه‌ای وجود دارد.
ولد روفائل[2] (۲۰۱۴)	۱۵ کشور در حال توسعه (۱۹۷۵-۲۰۱۰)	روش بوت استرپ (علیت پانل)	رابطه علیت یک طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی تنها در بلاروس و بلغارستان؛ از رشد اقتصادی به مصرف برق در جمهوری چک، لتونی، لیتوانی و فدراسیون روسیه. علیت دو طرفه تنها در اوکراین برقرار است در حالی که هیچ علیت گرنجر در هر جهت در آلبانی، مقدونیه، مولداوی، لهستان، رومانی، صربستان، اسلواکی و اسلوونی وجود ندارد.
ابراهیمی و رحیمی (۱۳۹۰)	کشورهای عضو گروه D8 (۲۰۰۰-۲۰۰۸)	رگرسیون آستانه‌ای	در کشورهای دارای رشد اقتصادی بالا بین رشد اقتصادی و سهم انرژی تجدیدپذیر رابطه مثبت و نیز در کشورهای دارای رشد اقتصادی پایین رابطه منفی بین رشد اقتصادی و سهم انرژی تجدیدپذیر وجود دارد.

1. Chuanguo and Xu
2. Wolde-Rufael

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

مطالعات انجام‌شده در بررسی رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی

محقق	نمونه مورد بررسی	مدل تخمین زده‌شده	خلاصه نتایج مطالعه
فطرس و همکاران (۱۳۹۱)	کشورهای منتخب در حال توسعه (۱۹۸۰-۲۰۰۹)	ریشه واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی	ضریب میزان اثرگذاری بلندمدت مصرف انرژی تجدیدناپذیر بیشتر از ضریب میزان اثرگذاری بلندمدت مصرف انرژی تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی است.
سادراسکای (۲۰۰۹) [1]	۱۸ کشور با اقتصادهای نوظهور (۱۹۹۴-۲۰۰۳)	هم‌انباشتگی پانلی و مدل تصحیح خطای پانلی	افزایش درآمد سرانه اثر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه دارد و علیت دو طرفه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی وجود دارد.
آپرجیس و پاینه [2] (۲۰۱۱)	۸۰ کشور (۱۹۹۰-۲۰۰۷)	هم‌انباشتگی پانلی و تصحیح خطای پانلی	در کوتاه‌مدت و بلندمدت علیت دو طرفه بین مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر با رشد اقتصادی وجود دارد.
هیونگ پین (۲۰۱۴)	نه کشور OECD (۱۹۸۲-۲۰۱۱)	روش ARDL و آزمون هم‌انباشتگی و تصحیح خطای برداری	در ایتالیا و بریتانیا علیت کوتاه مدت یکطرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی تجدیدپذیر وجود دارد. برای آلمان و بریتانیا علیت یکطرفه بلندمدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد، در آلمان و انگلستان علیت یک سویه و قوی بلندمدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی حاکم بوده و در نهایت در ایالات متحده علیت قوی و یکسویه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد.
اینگلسی لوتز [3] (۲۰۱۶)	کشورهای OECD (۱۹۹۰-۲۰۱۰)	تکنیک داده‌های پانلی	نتایج نشان می‌دهد که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و یا افزایش سهم آن در ترکیب کل انرژی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی خواهد داشت. از نقطه نظر سیاسی، ترویج انرژی‌های تجدیدپذیر نه تنها مزایایی برای محیط زیست دارد بلکه به عنوان عامل مثبتی در شرایط اقتصادی کشورها تلقی می‌شود.

1. Sadorsky
2. Apergis and Payne
3. Inglesi-Lotz

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

مطالعات انجام‌شده در بررسی رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی

محقق	نمونه مورد بررسی	مدل تخمین زده‌شده	خلاصه نتایج مطالعه
نیکو اقبال و همکاران (۱۳۹۱)	۴۶ کشور با سه گروه مختلف درآمدی: پایین‌تر از متوسط، بالاتر از متوسط و بالا (۱۹۷۵-۲۰۰۴)	رویکرد داده‌های تلفیقی و تکنیک GMM-SYS	در همه کشورها رابطه علی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد. رابطه علی از رشد اقتصادی به رشد انتشار CO_2 در گروه اول مثبت بوده و در سایر گروه‌ها منفی هست.
صادقی و موسویان (۱۳۹۳)	ایران (۱۳۵۲-۱۳۸۹)	روش بوت استرپ حداکثر انتروپی	در الگوی دو متغیره، رابطه علیت یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به انتشار کربن برقرار بود اما در چارچوب الگوی چند متغیره، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علیت بین انتشار کربن و تولید ناخالص داخلی رد نشد. همچنین بین متغیرهای مصرف انرژی سرانه و رشد اقتصادی نیز رابطه علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی برقرار بود.
آزلینا و هاشیم و مصطفی[1] (۲۰۱۲)	مالزی (۱۹۷۰-۲۰۱۰)	آزمون هم‌انباشتگی، مدل تصحیح خطای برداری (VECM)	رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود دارد. یک رابطه علی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی، از انتشار گازهای گلخانه‌ای به مصرف انرژی و رشد اقتصادی و جود دارد.
سیلوا و سورس و پینهو[2] (۲۰۱۲)	چهار کشور در سطوح توسعه مختلف (۱۹۶۰-۲۰۰۴)	الگوی خود رگرسیون ساختاری (SVAR)	توابع عکس‌العمل آنی حاصل از الگوی SVAR نشان داد که، برای همه کشورهای نمونه، به جز ایالات متحده آمریکا، افزایش سهم انرژی تجدیدپذیر موجب تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر، همچنین کاهش آشکار از انتشار CO_2 سرانه می‌شود. تجزیه واریانس نشان داد که بخش قابل توجهی از واریانس خطای پیش‌بینی از تولید ناخالص داخلی سرانه و بخش نسبتاً کوچکتر از واریانس خطای پیش بینی CO_2 سرانه از طریق انرژی تجدیدپذیر توضیح داده شده است.

1. Azlina and Hashimand Mustapha
2. Silva and Soares and Pinho

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

مطالعات انجام‌شده در بررسی رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی

محقق	نمونه مورد بررسی	مدل تخمین زده‌شده	خلاصه نتایج مطالعه
عمری[1] (۲۰۱۳)	۱۴ کشور از منطقه منا (۱۹۹۰-۲۰۱۱)	معادلات همزمان	رابطه علی دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین علیتی یک طرفه از مصرف انرژی به انتشار گاز CO_2 و نیز رابطه علی دو طرفه بین رشد اقتصادی و انتشار گاز CO_2 برای منطقه به عنوان یک رابطه کلی برقرار است.

با بررسی مطالعات صورت گرفته و با توجه به نقش کمرنگ انرژی‌های نو در روند رشد اقتصادی و حفظ محیط‌زیست، این مقاله در نظر دارد؛ تا به بررسی تأثیرات انرژی‌های تجدیدپذیر، بر رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای بپردازد. بدین منظور در قالب الگوی خود رگرسیون ساختاری (SVAR) به تحلیل پویای سه متغیر نامبرده پرداخته می‌شود، زیرا این الگو به روابط متقابل همه متغیرها توجه داشته و نیز قادر به پیش‌بینی اثرات عملکرد سیاست‌ها و تغییرات مهم اقتصادی است. از این رو سیاستمداران و اقتصاددانان به موجب نتایج حاصله، قادر خواهند بود تا به پیش‌بینی نحوه واکنش متغیرهای GDP[2] و RES به تغییرات سیاستی بپردازند؛ بنابراین در ادامه، مدل مورد نظر معرفی شده و نتایج حاصل ارائه خواهد شد.

1. Omri
2. Gross Domestic Product

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

۳. مدل و روش‌شناسی

در مقاله حاضر جهت بررسی تأثیرگذاری همزمان شوک‌های متغیرها بر همدیگر از مدل خود رگرسیون ساختاری (SVAR) استفاده خواهد شد. استفاده از این روش مستلزم چند مرحله مختلف می‌باشد. از آنجایی که در بررسی روابط بلندمدت متغیرها، جهت اجتناب از یک رگرسیون کاذب باید متغیرهای مورد مطالعه پایا باشند، در ابتدا بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته پایایی متغیرها بررسی می‌شود. سپس با تعیین وقفه بهینه، مدل SVAR تخمین زده‌شده و در نهایت با استفاده از دو ابزار موجود در مدل SVAR، یعنی توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس به تحلیل نتایج پرداخته خواهد شد.

۳-۱. مدل خود رگرسیون ساختاری (SVAR)

در این مطالعه جهت تحلیل پویای مصرف انرژی تجدیدپذیر، رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده خواهد شد. در مدل‌های VAR[1] اولیه از تجزیه چولسکی[2] برای دستیابی به توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علی دلالت می‌کند، بنابراین در صورتی که هدف محقق بررسی آثار بیش از یک شوک باشد ممکن است غیر قابل‌قبول باشد (البورن، ۲۰۰۸)[3].

برنانکی[4] (۱۹۸۶)، بلانچارد و واتسون[5] (۱۹۸۶) و سیمز[6] (۱۹۸۶) با اعمال محدودیت‌های نظری روی آثار همزمان تکانه‌ها، مدل SVAR را توسعه داده و سپس کلاریدا و گالی[7] (۱۹۹۴) توابع واکنش آنی را با اعمال محدودیت‌های نظری روی آثار بلندمدت تکانه‌ها، شناسایی کرده‌اند.

مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی خود رگرسیون برداری که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت

1. Vector Autoregressive
2. Choleski Decomposition
3. Elbourne
4. Bernanke
5. Blanchard and Watson
6. Sims
7. Clarida and Gali

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

می‌گیرد الگوی خود رگرسیون ساختاری به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبنی بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. محدودیت‌ها می‌توانند به دو صورت کوتاه مدت و بلندمدت اعمال شوند. اعمال این محدودیت‌ها مبنایی برای شناسایی شوک‌های ساختاری است. بر مبنای این شوک‌های ساختاری می‌توان به توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس دست یافته و به تحلیل پویای متغیرهای اقتصادی پرداخت (شهبازی، ۱۳۹۱).

در همین راستا، سیمز (۱۹۸۶) و برنانکی (۱۹۸۶)، بر اساس تحلیل اقتصادی نوعی مدل بندی را برای شوک‌ها ارائه داده‌اند. در این روش روابط بین شوک‌های ساختاری بر اساس یک مدل اقتصادی تخمین زده می‌شود. برای توضیح این روش، رابطه بین خطاهای پیش‌بینی (u_t) و اختلالات ساختاری (ε_t) در یک مدل VAR با مرتبه P و تعداد K متغیر در نظر گرفته می‌شود:

$$B_0 y_t = B_1 + B_2 y_{t-1} + \ldots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

برای تخمین مدل خود رگرسیون ساختاری باید در ابتدا فرم تعدیل یافته آن استخراج شود که با تصریح y_t بر حسب وقفه‌های آن به دست خواهدآمد. بر همین اساس برای استخراج فرم تعدیل یافته، هر دو طرف فرم ساختاری در B^{-1} ضرب می‌شود.

$$y_t = B_0^{-1}B_1 + B_0^{-1}B_2 y_{t-1} + \ldots + B_0^{-1}B_p y_{t-p} + B_0^{-1}\varepsilon_t \quad (۲)$$

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (۳)$$

معادله ۳ بر اساس فروض، $A_i = B_0^{-1}B_i$ و $u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$ به دست آمده که با توجه به آن می‌توان به روابط زیر دست یافت:

$$\varepsilon_t = B_0 u_t \quad (۴)$$

$$Au_t = B\varepsilon_t \quad (۵)$$

شوک‌های ساختاری (متعامد) بر اساس رابطه ۴ تعیین می‌شوند. بدین منظور ابتدا باید مقادیر مشاهده شده u_t را در این رابطه جایگذاری کرده و محدودیت‌هایی را بر سیستم اعمال کنیم به طوری که شوک‌های مختلف ε_t از هم مستقل باشند؛ بنابراین جهت شناسایی شوک‌های ساختاری

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

ابتدا باید به تخمین معادلات و محاسبه مقادیر مجهول سیستم بپردازیم. بر اساس روش OLS ماتریس واریانس –کواریانس $\sum_{\varepsilon}$ به صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$Eee' = \sum_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & \sigma_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \cdots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

بر مبنای این رابطه تعداد شوک‌های ساختاری مطابق با تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری است و نیز از آنجایی که شوک‌های ساختاری ناهمبسته بوده و کواریانس بین جملات اخلال ساختاری صفر است، ماتریس $\sum_{\varepsilon}$ قطری خواهد بود. با توجه به متقارن بودن ماتریس $\sum_{\varepsilon}$، تنها به تعداد $\left(\frac{k^2+k}{2}\right)$ عنصر متمایز وجود خواهد داشت. با فرض آنکه همه عناصر قطر اصلی ماتریس B برابر یک باشند، k^2-k مجهول ایجاد شده و از آنجایی که به تعداد k مجهول، $\text{var}(\varepsilon_t)$ در مدل ساختاری وجود دارد به طور کلی تعداد مجهول برابر با k^2 خواهد بود. حال به منظور تشخیص k^2 مجهول از تعداد $\left(\frac{k^2+k}{2}\right)$ مقادیر معلوم و مستقل در ماتریس واریانس-کواریانس بایستی به تعداد $k^2-\left(\frac{k^2+k}{2}\right)=\frac{k^2-k}{2}$ قید را بر سیستم اعمال کنیم که در آن k بیانگر تعداد متغیرهای موجود در الگو می‌باشد.

بر اساس رابطه ۵ ارتباط بین مدل‌های VAR و SVAR رامی توان از طریق اجزای باقی‌مانده نشان داد که در آن رابطه، $\sum u = A^{-1}BB'A^{-1'}$ بر قرار است. حال به منظور دستیابی به مدل ساختاری مجموعه بایستی محدودیت‌هایی را بر مدل غیر مقید اعمال کرد. همان طور که گفته شد این محدودیت‌ها می‌توانند به صورت کوتاه مدت و بلندمدت بکار بروند. فرم کلی مدل SVAR در کوتاه مدت و بدون متغیرهای برون زا به صورت زیر می‌باشد:

$$A(I_k - A_1L - A_2L^2 - \cdots - A_pL^p)y_t = Au_t = B\varepsilon_t \qquad (۷)$$

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

در این رابطه L بیانگر عملگر وقفه و نیز A، B و A_1، A_2، ... A_p ماتریس $k\times k$ از پارامترها هستند. u_t برداری $k\times 1$ با $u_t \sim N(0,\Sigma)$ و $E(uu') = 0_k$ برای تمام عناصر غیر قطری و نیز ε_t بردار $k\times 1$ با $\varepsilon_t \sim N(0, I_k)$ و $E(\varepsilon\varepsilon') = 0_k$ برای همه عناصر غیر قطری است. این تبدیلات به ما اجازه خواهند داد تا به تحلیل پویای سیستم در شرایط تغییر در یک جز ε_t پردازیم. در مدل SVAR کوتاه‌مدت این امر با اعمال محدودیت روی A و B تشخیص داده می‌شوند به طوری که هر دو غیرمنفرد فرض شده و به ترتیب نشان‌دهنده رابطه آنی نسبت متغیرها در ماتریس y_t و ε_t[1] می‌باشند. فرم کلی SVAR کوتاه مدت به صورت زیر است:

$$A(I_k - A_1L - A_2L^2 - \cdots - A_pL^p)y_t = B\varepsilon_t \qquad (۸)$$

به منظور ساده‌سازی می‌توان تساوی $\bar{A} = (I_k - A_1L - A_2L^2 - \cdots - A_pL^p)$ را در مدل جایگذاری کرده و به رابطه زیر دست یافت. در این رابطه $C(L) = \bar{A}^{-1}B\varepsilon_t$ بیانگر ماتریس واکنش بلندمدت به شوک‌های متعامد است؛ بنابراین در شرایط SVAR بلندمدت محدودیت‌ها تنها بر ماتریس C اعمال خواهد شد.

$$y_t = \bar{A}^{-1}B\varepsilon_t \qquad y_t = C(L)\varepsilon_t \qquad (۹)$$

۳-۲. داده‌ها و منابع آماری

سری زمانی مورد استفاده در این مقاله سالانه بوده و شامل سرانه مصرف انرژی تجدیدپذیر (انرژی الکتریسیته بر حسب میلیارد کیلووات ساعت (RES))، سرانه انتشار گاز دی‌اکسیدکربن (CO_2) بر حسب متریک تن و سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP per capita) به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ می‌باشند. لازم به توضیح است که روش‌های متعددی برای تولید الکتریسیته مورد استفاده وجود دارد که بعضی از آن‌ها مانند انرژی برق‌آبی، انرژی خورشیدی و... تجدیدپذیر هستند و بر

۱. y_t نشان‌دهنده متغیرهای درون‌زای مورد استفاده در تحلیل و ε_t نشان‌دهنده بردار شوک‌های مرتبط با متغیرهای درون‌زا است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

همین اساس از داده‌های مصرف انرژی الکتریسیته که با روش تجدیدپذیر تولید شده‌اند استفاده خواهیم کرد. تمامی متغیرها بر اساس لگاریتم طبیعی بکار گرفته‌شده تا نوسانات سری داده‌ها به کمترین حد خود برسد. داده‌های آماری تولید ناخالص داخلی از شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI[1]) و داده‌های مصرف انرژی تجدیدپذیر و انتشار گازهای گلخانه‌ای از سازمان اطلاعات انرژی (EIA[2]) گردآوری شده‌اند. حوزه جغرافیایی مورد مطالعه مربوط به ایران و محدوده داده سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۰ است.

۳-۳. تصریح مدل و اعمال قیود

در این مقاله روش محدودیت بلندمدت بکار برده شده و بر اساس آن بردار y_t، شامل متغیرهای مورد نظر به صورت رابطه زیر بوده، که در آن رابطه زیر برقرار است:

$$y_t = (LRES, LGDP, LCO_2) \quad (۱۰)$$

LRES: لگاریتم سرانه مصرف انرژی تجدیدپذیر، LGDP: لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی LCO_2: لگاریتم سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن.

همان‌طور که بیان شد عناصر u_t می‌توانند با اعمال قیودی متعامد شوند و بدین ترتیب می‌توان با تشکیل تکانه‌های ساختاری متعامد به تفسیر مدل پرداخت. در این مطالعه سه تکانه ساختاری به صورت ماتریسی تشکیل یافته که عبارتند از:

$$\varepsilon_t = (\varepsilon^{LRES}, \varepsilon^{LGDP}, \varepsilon^{LCO_2}) \quad (۱۱)$$

ε^{LRES}: تکانه مصرف انرژی تجدیدپذیر، ε^{LGDP}: تکانه تولید ناخالص داخلی، ε^{LCO_2}: تکانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن.

بر این اساس معادله (۹) در فرم ماتریسی به صورت زیر قابل بیان است:

1. World Development Indicators
2. Energy Information Administration

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

$$\begin{bmatrix} LRES \\ LGDP \\ LCO_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{LRES} \\ \varepsilon^{LGDP} \\ \varepsilon^{LCO_2} \end{bmatrix} \quad (۱۲)$$

در این ماتریس $C(L) = \sum_{J=0}^{\infty} C_J(L)$ بیانگر ماتریس بلندمدت C (L) می‌باشد. همان طور که در توضیحات قبلی بیان شد به تعداد $\left(\frac{k^2+k}{2}\right)$، یعنی سه محدودیت بر این ماتریس اعمال خواهد شد. در این مطالعه مطابق با تیواری[1] (۲۰۱۱) فروض زیر بر ماتریس ضرایب بلندمدت اعمال می‌شود.

متغیرها به صورت RES، GDP، CO_2 مرتب شده و فرض بر این است؛ متغیر اول یعنی RES روی متغیرهای GDP و CO_2 اثر می‌گذارد، اما هیچ تأثیری از این متغیرها دریافت نمی‌کند. متغیر دوم (GDP) تنها از متغیر اول شوک دریافت کرده و هیچ اثری روی متغیر اول ندارد، اما می‌تواند روی متغیر CO_2 تأثیرگذار باشد. به این ترتیب ماتریس ضرایب بلندمدت به صورت یک ماتریس پایین مثلثی تشکیل خواهد یافت:

$$C(L) = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & \circ & \circ \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & \circ \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

٤. تحلیل نتایج تجربی

٤-۱. آزمون پایایی متغیرها

قبل از برآورد الگو لازم است نسبت به پایایی متغیرها اطمینان حاصل کرد، زیرا متغیرهای ناپایا موجب بروز رگرسیون کاذب می‌شوند. به همین جهت از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)[2] و فیلیپس پرون (PP)[3] برای بررسی پایایی متغیرها استفاده خواهد شد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که

1. Tiwari
2. Augmented Dickey Fuller
3. Philips and Perron

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

تمامی متغیرها در سطح پایا بوده و هم‌انباشته از درجه صفر $I(\circ)$ تشخیص داده شده‌اند، بنابراین نیازی به دیفرانسیل‌گیری در متغیرها وجود ندارد. نتایج این آزمون در جدول (۲) و (۳) ارائه گردیده است:

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرها (ADF)

متغیر	نوع آزمون (c,T,d)	آماره ADF	مقادیر بحرانی در سطح (۵٪)	نتیجه
LGDP	(۰ ،T ،۰)	۳/۰۳۳	-۱/۹۵۰	مانا
LRES	(۰ ،T ،۲)	-۲/۲۶۴	-۱/۷۰۶	مانا
LCO_2	(۰ ،T ،۰)	-۳/۹۱۵	-۳/۵۷۲	مانا

(C: بیانگر عرض از مبدأ، T : بیانگر روند و d: بیانگر وقفه مورد توجه در آزمون است)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. آزمون مانایی متغیرها (PP)

متغیر	نوع آزمون (c,T,d)	آماره PP	مقادیر بحرانی در سطح (۵٪)	نتیجه
LGDP	(۰ ،T ،۰)	-۳/۰۷۹	-۱/۹۵۰	مانا
LRES	(۰ ،T ،۵)	۲/۰۲۴	-۱/۹۵۰	مانا
LCO_2	(۰ ،T ،۰)	۷/۹۱۴	-۱/۹۵۰	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۲. تعیین وقفه[1] بهینه

تعیین وقفه بهینه از ابتدایی‌ترین مسائل در الگوی خود رگرسیون می‌باشد؛ بنابراین پس از حصول اطمینان از پایایی متغیرها می‌بایست اقدام به تعیین وقفه بهینه شود. در تعیین وقفه بهینه

1. lag

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

معیارهای متفاوتی از جمله شوارتز[1]، آکائیک[2]، حنان -کوئین[3] و... وجود دارد. مبنای انتخاب وقفه بهینه بر این است که از یک طرف درجات آزادی زیادی از دست نرود و از طرف دیگر بایستی جملات اختلال دچار همبستگی نشوند. جدول (۴) نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه را با حداکثر وقفه ۴ نشان می‌دهد. طبق نتایج به دست آمده بر اساس معیار حنان کوئین و آکائیک وقفه ۲ به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود.

جدول ۴. تعیین وقفه بهینه

وقفه	حنان کوئین	آکائیک
۲	-۶/۴۲۲۱	-۶/۷۴۴۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس وقفه معین و نیز محدودیت‌های که بر ماتریس ضرایب اعمال شد، مدل SVAR تخمین زده شده و ماتریس ضرایب به صورت زیر تشکیل می‌شود.

$$C(L)=\begin{bmatrix} C_{11}(L) & \circ & \circ \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & \circ \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \Rightarrow \qquad \begin{bmatrix} 1/03 & \circ & \circ \\ 1/48 & 0/49 & \circ \\ 1/86 & 0/62 & 0/14 \end{bmatrix}$$

در تجزیه و تحلیل متداول الگوی SVAR علاوه بر ضرایب حاصل از تخمین الگو، از ابزارهای دیگری به نام توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. اما تفسیر نتایج با استفاده از این ابزار مستلزم آن است که شرایط با ثباتی برقرار شود. این امر زمانی حاصل خواهد شد که متغیرها کواریانس ثابت داشته باشند. چنین شرایطی زمانی حاصل می‌شود که قدرمطلق مقادیر ویژه کمتر از واحد بوده و در داخل دایره واحد قرار گیرند. در این صورت ساختار الگوی مورد نظر باثبات بوده و تفاسیر حاصل از مدل قابل اتکا است. نتایج حاصل از آزمون ثبات الگوی SVAR در زیر ارائه شده

1. Schwarz
2. Akaike
3. Hannan-Quinn

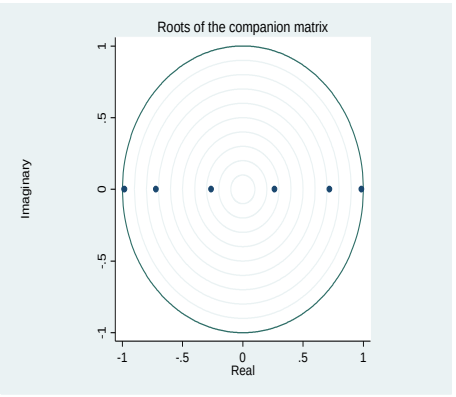
[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

است، همان‌طور که ملاحظه می‌شود قدرمطلق مقادیر ویژه کمتر از واحد هستند و در داخل دایره واحد قرار دارند، بنابراین الگوی مورد نظر باثبات بوده و نتایج حاصل قابل اتکا است.

جدول ۵. ضرایب مقادیر ویژه

قدر مطلق	مقادیر ویژه
۰/۹۸۵۰۰۳	-۰/۹۸۵۰۰۲۶
۰/۹۸۵۰۰۳	۰/۹۸۵۰۰۲۶
۰/۷۲۰۲۸۷	-۰/۷۲۰۲۸۷۴
۰/۷۲۰۲۸۷	۰/۷۲۰۲۸۷۴
۰/۲۶۳۸۱	۰/۲۶۳۸۰۹۷
۰/۲۶۳۸۱	-۰/۲۶۳۸۰۹۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار۱. آزمون ثبات الگوی SVAR

٤-۳. توابع عکس‌العمل آنی (IRF)[1] و تجزیه واریانس (FEVD)[2]

توابع عکس‌العمل آنی در واقع رفتار پویای متغیرها را در طول زمان و به هنگام بروز تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار، نشان می‌دهد. با استفاده از این ابزار می‌توان در مدل مورد نظر (SVAR) به تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرها در بلندمدت پرداخت. نمودارهای (۲) تا (۴) واکنش پویای متغیرهای سیستم، در نتیجه تکانه‌های ساختاری به اندازه یک انحراف‌معیار را برای ۲۰ دوره آینده نشان می‌دهد.

همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد، تغییرات CO_2 در پاسخ به ایجاد شوک GDP تا دوره اول بدون تغییر بوده و از آن به بعد پاسخ مثبتی به این شوک نشان داده است، به طوری که این پاسخ مثبت نه تنها به حالت نوسانی تا پایان دوره ادامه دارد، بلکه روندی فزاینده را از خود نشان می‌دهد.

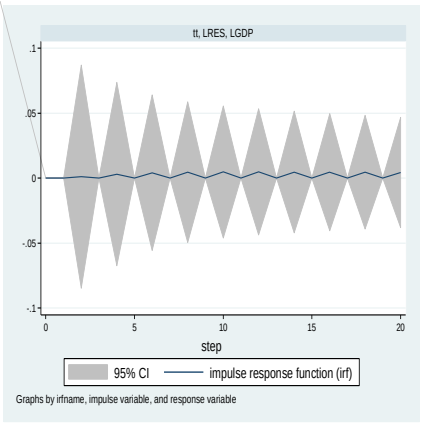
1. Impulse Response Function
2. Forecast Error Variance Decomposition

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

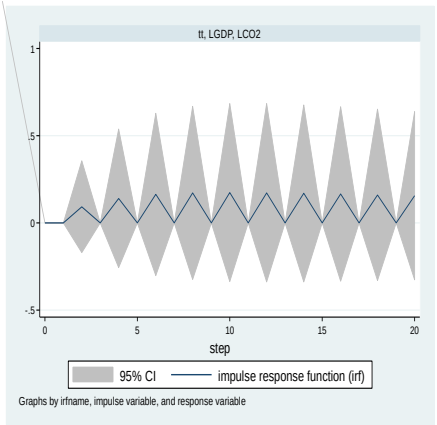
در برآورد نهایی نیز همان طور که نشان داده شد، پاسخ تغییرات به شوک GDP در اقتصاد ایران مثبت برآورد شده است.

نمودار (۳) اثر شوک RES و پاسخ تغییرات GDP به این شوک را تا بیست دوره نشان می‌دهد. تغییرات GDP در ابتدا تا دوره دوم هیچ تغییری نداشته و در دوره سوم پاسخ مثبت ولی بسیار کوچکی را به این شوک از خود نشان می‌دهد. این پاسخ نیز حالت نوسانی داشته و اثر آن حتی تا پایان دوره بیستم ادامه دارد. در برآورد رابطه واکنش تغییرات GDP به RES نیز مقدار مثبتی ارزیابی شده است.

در نمودار (۴) اثر شوک RES به تغییرات CO_2 تا بیست دوره زمانی نشان داده شده است. این نمودار بیانگر آن است که تا دوره زمانی اول CO_2 هیچ پاسخی به شوک RES از خود نشان نداده و از دوره اول تا دوره دوم روند صعودی دارد از این مرحله به بعد روندی کاهشی _ افزایشی از خود نشان می‌دهد، به طوری که اثر این شوک تا پایان دوره به همین ترتیب برقرار است. در برآورد نهایی نیز همان طور که نشان داده شد، پاسخ تغییرات CO_2 به شوک RES در اقتصاد ایران مثبت برآورد شده است.

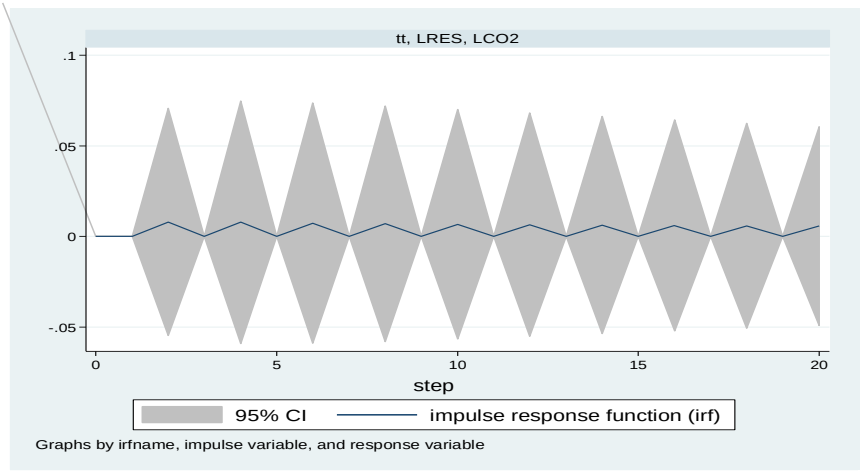


نمودار ۲. تحلیل واکنش آنی LCO_2 نسبت به شوک LGDP



نمودار ۳. تحلیل واکنش آنی LGDP نسبت به شوک LRES

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]



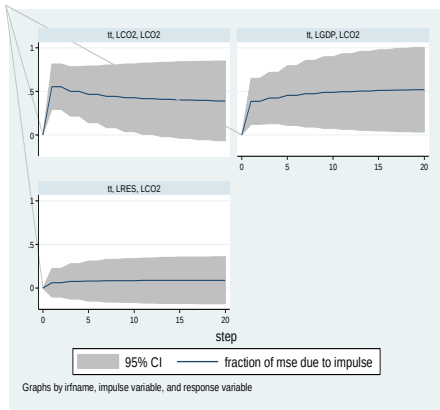
نمودار ۴. تحلیل واکنش آنی LCO_2 نسبت به شوک LRES

توابع عکس‌العمل آنی جهت بررسی علامت و چگونگی تغییر هر کدام از متغیرها در اثر شوک‌های مختلف ساختاری به کار می‌روند؛ اما هر کدام از شوک‌ها در نوسان متغیرها دارای درجه اهمیت متفاوتی هستند؛ بنابراین، به منظور مقایسه اهمیت هر یک از شوک‌ها می‌توان از روش تجزیه واریانس استفاده کرد. این روش بیان می‌کند در واریانس متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت سهم هر کدام از شوک‌های ساختاری به چه اندازه است. بر این اساس در دو نمودار (۵) و (۶) به این مطلب پرداخته خواهد شد؛ که تا چه اندازه واریانس خطای پیش‌بینی در دو متغیر GDP و CO_2 توسط شوک‌های وارد شده بر متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود.

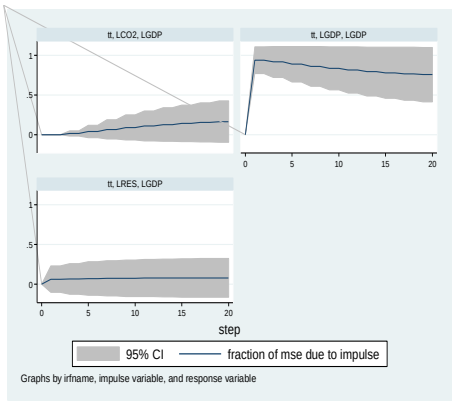
نمودار (۵) سهم شوک‌های مختلف را در واریانس تولید حقیقی، در طول زمان نشان می‌دهد. بر این اساس، ملاحظه می‌شود که در طی این دوره ۲۰ ساله شوک تولید حقیقی، بیش‌ترین سهم را در نوسانات خود دارد و بعد از آن شوک‌های RES و CO_2 رتبه‌های دوم و سوم را در قدرت توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی به خود اختصاص می‌دهند. نمودار (۶) نشانگر قدرت توضیح‌دهندگی و سهم شوک‌های مختلف در واریانس CO_2 می‌باشد. همان طور که ملاحظه می‌شود شوک CO_2 قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری را نسبت به سایر شوک‌ها ارائه داده و شوک‌های GDP

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

وRES در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند، به طوری که در طی این دوره ۲۰ ساله سهم توضیح‌دهندگی GDP همواره بالاتر از RES است. در نتیجه اهمیت بالاتری را نیز خواهد داشت.



نمودار۵. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی LGDP



نمودار۶. تجزیه واریانس خطای پیش بینی LCO_2

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در سال‌های اخیر نگرانی‌های ناشی از اتمام منابع انرژی تجدیدناپذیر و آلودگی‌های ناشی از مصرف این نوع از منابع، توجه اکثر کشورها را به سمت انرژی تجدیدپذیر (RES) سوق داده است. بدین جهت مطالعات گسترده‌ای در رابطه با RES و روش‌های دستیابی به این منبع انرژی صورت گرفته و منجر به افزایش تولید انرژی تجدیدپذیر در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه شده است. بدین منظور هدف ما تحلیل این مسئله است که افزایش سهم منابع انرژی تجدیدپذیر در تولید انرژی الکتریسیته به چه صورت می‌تواند روی تولید ناخالص داخلی اثرگذار باشد و از طرف دیگر چه تأثیری در انتشار گازهای گلخانه‌ای خواهد داشت؟

به منظور تحلیل مسئله مورد نظر روش‌های متعددی وجود داشت که در این میان ما از روش SVAR بهره جسته‌ایم، زیرا این روش به روابط متقابل همه متغیرها توجه داشته و نیز قادر به پیش‌بینی اثرات عملکرد سیاست‌ها و تغییرات مهم اقتصادی است. بدین ترتیب در این مطالعه یک مدل

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

SVAR سه متغیره از (RES, GDP, CO_2) برای کشور ایران و در طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰ تشکیل داده شد؛ در ادامه با استفاده از این مدل و توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس به بررسی این موضوع پرداخته شد؛ که شوک مثبت در مصرف انرژی تجدیدپذیر چه تأثیری را بر روی GDP و CO_2 خواهد گذاشت؟

نتایج حاصل از برآورد الگوی ساختاری خودهمبسته برداری نشان می‌دهد که شوک مثبت در مصرف انرژی تجدیدپذیر با ضریب مثبت بر تغییرات رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. از آنجایی که انرژی به عنوان نیروی محرکه‌ای در جریان رشد و توسعه اقتصادی است؛ بنابراین انتظار می‌رود که چنین رابطه مثبتی برقرار باشد. اما برخلاف انتظار، ملاحظه شد که شوک مثبت در RES با ضریب مثبت بر انتشار CO_2 اثر گذاشته و شاهد آن هستیم که در اقتصاد ایران استفاده از انرژی تجدیدپذیر موجب کاهش در انتشار CO_2 نشده است، می‌توان دلیل این امر را در سهم پایین این نوع از انرژی در سبد کل انرژی کشور جستجو کرد که با وجود ظرفیت بالای RES در ایران، استفاده بسیار محدودی از این منبع انرژی صورت گرفته و نیز از طرفی تکنولوژی ضعیف و قدیمی در روند تولید داخل منجر به انتشار بیشتر CO_2 در استفاده بیشتر انرژی شده است و همین امر می‌تواند عامل مهمی در خنثی شدن اثر مثبت استفاده از RES شود. علاوه بر آن تجزیه واریانس نشان می‌دهد سهم RES در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی GDP و CO_2 در سطح پایینی قرار دارد.

بر اساس نتایج به دست آمده توصیه می‌شود که افزایش سهم انرژی تجدیدپذیر از کل انرژی تولیدی کشور در افق کار سیاستمداران قرار گیرد، زیرا با وجود هزینه اولیه بالا در امر تولید انرژی تجدیدپذیر، جهشی که در تولید ناخالص داخلی در نتیجه استفاده از این انرژی حاصل می‌شود، می‌تواند هزینه‌های اولیه را جبران کرده و رشد اقتصادی پایدار و مطمئن‌تری را ببار آورد، زیرا طبیعت باثبات و پایدار انرژی‌های تجدیدپذیر قادر است، فارغ از نوسانات اقتصادی امکان استفاده از انرژی را در جهت رشد و توسعه اقتصادی مهیا سازد؛ که این امر علاوه بر آن‌که امنیت انرژی را با بالا بردن تنوع در سبد انرژی کشور بالا می‌برد، به دلیل سازگاری با محیط‌زیست منجر به سلامتی مردم خواهد شد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

از طرفی چون قیمت منابع انرژی تجدیدناپذیر دارای نوسانات زیادی بوده و در اقتصادهای وابسته به نفت این نوسانات به طور مستقیم وارد اقتصاد جامعه می‌شود، بنابراین به نظر می‌رسد که می‌توان با توجه بیشتر به انرژی‌های تجدیدپذیر، البته بر اساس ظرفیت‌های موجود در هر منطقه، از شدت نوسانات اقتصادی کاسته و رشد اقتصادی باثبات‌تری را در جامعه ایجاد کرد. از این‌رو دولت‌ها می‌توانند برای استفاده گسترده از انرژی‌های تجدیدپذیر به تدوین سیاست‌ها و ایجاد مشوق‌ها اقدام نمایند. بنابراین در راستای حمایت از توسعه انرژی پاک و به تبع آن کاهش آلودگی‌های زیست محیطی در اثر تولید ومصرف انرژی، بانک‌های توسعه همه‌جانبه، قادرند با تأمین مالی و حمایت‌های تکنولوژیکی به منظور شتاب بخشیدن به توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و افزایش راندمان انرژی تأکید بیشتری نمایند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

منابع

ابراهیمی، محسن و فریماه رحیمی موگویی (۱۳۹۰)، "اثر آستانه‌ای نرخ رشد اقتصادی بر توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در اثر تغییر قیمت انرژی: مطالعه کشورهای گروه دی هشت"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*.

دامن کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ عربی، حسین و حسن احمدی (۱۳۹۲)، "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی: کشورهای منتخب سند چشم انداز بیست ساله ایران"، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*: دوره ۱، شماره ۲، صص ۴۶-۳۷.

شهبازی، کیومرث و زهرا کلانتری (۱۳۹۱)، "اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۱، صص ۱۰۴-۷۷.

صادقی، سید کمال و سید مهدی موسویان (۱۳۹۳)، "تحلیل رابطه علیت بین انتشار کربن، مصرف انرژی و تولید سرانه در ایران: با استفاده از روش بوت استرپ حداکثر انتروپی"، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال سوم، شماره ۱۱، صص ۱۱۶-۹۱.

فطرس، محمدحسین؛ آقازاده، اکبر و سودا جبرائیلی (۱۳۹۱)، "بررسی میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران) "، *فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۲، صص ۷۲-۵۱.

مهرآرا، محسن و محمود زارعی (۱۳۹۰)، "اثرات غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای"، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۵، صص ۴۳-۱۱.

نیکو اقبال، علی‌اکبر؛ اختری، آزاده؛ امینی اسفیدواجانی، محبوبه و مریم عطار کاشانی (۱۳۹۱)، "رشد اقتصادی، رشد مصرف انرژی و رشد انتشار دی‌اکسیدکربن بررسی رابطه‌ی علیت با رویکرد داده‌های تلفیقی پویا (DPD) "، *فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۳، صص ۱۹۷-۱۶۹.

وزارت نیرو (۱۳۹۰)، آمار تفصیلی صنعت برق ایران.

وب سایت آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۱۳)، WWW. IEA. ORG

وب سایت بانک جهانی (۲۰۱۴)، WWW. WORLDBANK. ORG

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

Apergis, N. and J.E. Payne (2011), "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence from a Panel Error Correction Model", *Energy Economics*.
Azlina, A. A.; Hashim, N. and N. Mustapha (2012), "Energy, Economic Growth and Pollutant Emissions Nexus: The case of Malaysia", *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, No. 65, pp 1-7.
Bernanke, B. (1986), "Alternative Explorations of the Money-Income Correlation",
Bernanke, B. S. (1986), "Alternative Explanations of the Money Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 79, pp. 655-730.
Blanchard, O.J. and M.W. Watson (1986), *Are Business Cycles All Alike?, in Gordon,R. (ed.), The American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 123-56.
BP Statistical Review of World Energy (2013) , www.bp.com .
Bradford, D. F.; Schlieckert, R. and S.H. Shore (2000), "The Environmental Kuznets Curve: Exploring a Fresh Specification", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 8001.
Carnegie-Rochester Series on Public Policy, No. 25, pp. 49-99.
Chuanguo Zhang, C. and J. Xu (2012), "Retesting the Causality Between Energy Consumption and GDP in China: Evidence from Sectorial and Regional Analyses Using Dynamic Panel Data", *Energy Economics*, No. 34, pp. 1782-1789.
Clarida, R. and J. Gali (1994), "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?", *Carnegie-Rocherster Conference Series on Public Policy*, No. 41, pp. 1-56.
Elbourne, A. (2008), "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: an SVAR Approach", *Journal of Housing Economics*, No. 17, pp. 65-87.
Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1995), "Economic Growth and the Environment", *Quarterly Journal of Economics*, No. 110, pp. 353–377.
Holtz-Eakin, D. and T.M. Selden (1995), "Stoking the Fires? CO_2 Emissions and Economic Growth", *Journal of Public Economics*, No. 57, pp. 85–101.
Hung-Pin, L. (2014), "Renewable Energy Consumption and Economic Growth in Nine OECD Countries: Bounds Test Approach and Causality Analysis", *The Scientific World Journal*.
Inglesi-Lotz, Roula (2016), "The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Growth: A Panel Data Application", *Energy Economics*, Vol. 53, pp 58–63.
Kyoto protocol (1997), UNFCCC Website. Available online: http://unfccc. int/kyoto_protocol/items/2830. php (accessed on 1 January 2014).
Nourry, M. (2008) , "Measuring Sustainable Development: Some Empirical Evidence for France from Eight Alternative Indicators", *Ecological Economics*, No. 67, pp. 441-456.
OECD (2001), "Policies to Enhance Sustainable Development", Paris: OECD.
Omri, Anis (2013), "CO_2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth Nexus in MENA Countries: Evidence from Simultaneous Equations Models", *Energy Economics*, No. 40, pp. 657–664.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]

Ragwitz, Mario; Schade, Wolfgang; Breitschopf, Barbara; Walz, Rainer and Nicki Helfrich (2009), "The Impact of Renewable Energy Policy on Economic Growth and Employment in the European Union", *Final report*.

Sadorsky, P. (2009), "Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economies", *Energy Policy*, No. 37, pp. 4021- 4028.

Selden, T. M. and D. Song (1994), "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?", *Journal of Environmental Economics and Management*, No. 27, pp. 147–162.

Silva, Susana; Soares, Carlos and Isabel Pinho (2012), "The Impact of Renewable Energy Sources on Economic Growth and CO_2 Emissions - a SVAR approach", *European Research Studies*, Vol. XV, Special Issue on Energy.

Sims, C.A. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *QuarterlyReview of the Federal Reserve Bank of Minneapolis*, No 10, pp. 2-16.

Soytas,U.; Sari, R. and T. E. Bradley (2007), "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in United States", *Ecological Economics*, No. 62, pp. 482 -489.

Tiwari, A. K. (2011), "A Structural VAR Analysis of Renewable Energy Consumption, Real GDP and CO2 Emissions: Evidence from India", *Economics Bulletin*, Vol. 31, No. 2, pp. 1793-1806.

Tugcu, Can Tansel; Ozturk, Ilhan and Alper Aslan (2012), "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Economic Growth Relationship Revisited: Evidence from G7 Countries", *Energy Economics*, Vol. 34 pp-1942–1950.

Wolde-Rufael, Yemane (2014), "Electricity Consumption and Economic Growth in Transition Countries: A Revisit Using Bootstrap Panel Granger Causality Analysis", *Energy Economics*, No. 44, pp. 325–330.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-06-01]