فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال بیست‌ویکم / شماره ۸۴/ بهار ۱۴۰۴/ صفحات ۵۰-۳۱

نقش بهره‌وری در میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک

امیرمنصور طهرانچیان[۱]

استاد اقتصاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری،دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

m.tehranchian@umz.ac.ir

سیده مهسا خباز[۲]

دانشجوی دکتری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

s.khabbaz09@umail.umz.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۲۰

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی نقش بهره‌وری در میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک است. برای این منظور از داده‌های آماری دوره ۲۰۲۲-۱۹۹۰ ایران و روش خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای (TSVAR) که یک روش غیرخطی آستانه‌ای است، استفاده شده است. همچنین بهره‌وری عوامل تولید از روش بوت استرپ برآورد شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که آستانه اثرگذاری مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر با لحاظ بهره‌وری ۰/۰۶ درصد می باشد و افزایش و یا کاهش بهره‌وری به ترتیب سبب افزایش و یا کاهش تاب‌آوری اکولوژیک می‌شود. براساس نتایج، بسته به ساز و کار انتقال اثرات تکانه در الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای، اثرگذاری تکانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک در رژیم‌های مختلف، متفاوت بوده و این موضوع بیانگر آن است که اثرگذاری مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری، به سطح و میزان مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بستگی دارد و تغییر در مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر تحت هر شرایطی، منجر به افزایش تاب‌آوری اکولوژیک نشده است. جهت افزایش بهره‌وری عوامل، استفاده از فن‌آوری‌های نوینی که کارایی بالا و شدت انرژی پایینی داشته باشند می‌تواند به عنوان یک پیشنهاد سیاستی توصیه شود.

طبقه‌بندی JEL: Q42، Q57، Q41.

کلیدواژه‌ها: مصرف انرژی، تاب‌آوری اکولوژیک، بهره‌وری، الگوی TSVAR، بوت استرپ.

---

۱. نویسنده مسئول

۲. مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد این نویسنده در دانشگاه مازندران می‌باشد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

۱- مقدمه

طی دهه‌های اخیر مسائل مربوط به تغییرات اقلیمی و توسعه پایدار به دغدغه‌های جهانی تبدیل شده‌اند. در حال حاضر، یکی از جدی‌ترین تهدیداتی که برای دستیابی به توسعه پایدار وجود دارد، تغییرات اقلیمی است که از عوامل موثر بر آن می‌توان به استفاده بی‌رویه از انرژی‌های تجدیدناپذیر و انتشار گازهای گلخانه‌ای اشاره نمود. اثرات مخرب این عوامل بر محیط‌زیست، نیاز به بهره‌وری بیشتر در استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر و کاهش اثرات منفی آن‌ها را بیش از پیش مطرح کرده است. به همین دلیل، نظریه تاب‌آوری اکولوژیکی که در دهه ۱۹۷۰ به منظور بررسی توانایی سیستم‌های زیستی در مواجهه با تغییرات محیطی و حفظ پایداری آن‌ها معرفی شد، به مرور زمان به چارچوبی مهمی برای ارزیابی سیستم‌های پیچیده اکولوژیکی تبدیل شده است. امروزه، افزایش جمعیت، توسعه اقتصادی، مصرف بی‌رویه انرژی‌های تجدیدناپذیر و انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از آن، به طور جدی تاب‌آوری اکولوژیک را کاهش داده و تعادل اکوسیستم‌ها را مختل می‌کند. این مسئله، در نهایت به تشدید تغییرات اقلیمی و بروز تهدیدات قابل توجه برای محیط‌زیست منجر می‌شود (چین[1]، ۲۰۲۲).

تحقیقات نشان داده‌اند که افزایش بهره‌وری انرژی می‌تواند از طریق کاهش مصرف انرژی و بهینه‌سازی استفاده از منابع، اثرات منفی استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر بر اکوسیستم را کاهش دهد. بهره‌وری انرژی به معنای تولید بیشتر با مصرف انرژی کمتر است که این امر می‌تواند فشار بر محیط‌زیست را کاهش داده و به حفظ تاب‌آوری اکولوژیک کمک نماید. با توجه به نگرانی‌های جهانی درباره تغییرات اقلیمی و تلاش‌ها برای کاهش انتشار کربن، اهمیت این موضوع بیشتر از همیشه احساس می‌شود (هرینگ و سورل[2]، ۲۰۰۹؛ امینی و یزدی‌پور، ۱۳۸۷؛ ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۷). این پژوهش، با بررسی نقش بهره‌وری انرژی در کاهش اثرات زیست‌محیطی، می‌تواند به رفع ابهامات موجود درباره رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و تاب‌آوری اکولوژیک کمک کند. نتایج این مطالعه می‌تواند راهکارهای عملی برای بهبود بهره‌وری انرژی و کاهش اثرات منفی آن بر محیط‌زیست ارائه دهد که این امر به سیاست‌گذاران و محققان در

1. Chien
2. Herring and Sorrell

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

اتخاذ تصمیمات موثرتر برای حفاظت از پایداری اکولوژیک یاری می‌رساند. بنابراین، هدف اصلی پژوهش حاضر، برآورد میزان توانمندی بهره‌وری در فیلتر کردن آثار زیست‌محیطی مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر در ایران است. برای این منظور، از روش خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای[1] (TSVAR) طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۰ استفاده شده است. سوال پژوهش این است که بهره‌وری بر میزان و نوع اثرگذاری مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر در مقادیر بالا و پایین آستانه تاب‌آوری اکولوژیک چه نقشی دارد؟

این مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. در ادامه و در بخش دوم ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه می‌شوند. در بخش سوم، روش‌شناسی معرفی و در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق بیان می‌شوند. بخش پایانی مقاله، به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص می‌یابد.

۲- ادبیات تحقیق

تمرکز بر بهره‌وری انرژی طی سال‌های اخیر با شروع توسعه اهداف اقتصادها، افزایش یافته است. بهبود بهره‌وری انرژی به این معناست که یک واحد تولیدی، داده‌های خروجی را با کمترین ورودی انرژی، تولید نماید (لی و لین[2]، ۲۰۱۸). بهره‌وری انرژی با تأثیرگذاری بر بازده انرژی و هزینه‌های انرژی کمک می‌کند که انتشار گاز دی‌اکسید کربن کاهش یابد. تغییر در بهره‌وری انرژی در سطح کل اقتصاد، از طریق دو عامل تعیین‌کننده اساسی یعنی اثر بهره‌وری و اثر ساختاری رخ می‌دهد. اثر بهره‌وری انرژی به دلیل پیشرفت‌های فن‌آوری و تغییرات رفتاری اتفاق می‌افتد و اثر ساختاری به تغییر در ترکیب‌های اقتصادی مربوط می‌شود (دینگ و همکاران[3]، ۲۰۲۱؛ آتاللا و بین[4]، ۲۰۱۷). به طور کلی، بهره‌وری از سه کانال بر انتشار دی‌اکسید کربن تأثیر می‌گذارد. اول، افزایش بهره‌وری انرژی منجر به کاهش در واحد انرژی مصرف شده برای اهداف تولید می‌شود. دوم، بهره‌وری انرژی به کاهش هزینه‌های انرژی کمک می‌کند. سوم، بهره‌وری انرژی منجر به کاهش واردات نفت می‌شود که موجب کاهش انتشار کربن دی‌اکسید می‌شود. از این‌رو،

1. Threshold Structural Vector Autoregressive
2. Li and Lin
3. Ding et al.
4. Atalla and Bean

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

بهره‌وری انرژی به عنوان اولویت اصلی برای دستیابی به توسعه پایدار باقی مانده است (دینگ و همکاران، ۲۰۲۱). افزایش بهره‌وری انرژی، یک استراتژی موثر برای جلوگیری از تغییر اقلیم و دستیابی به آینده‌ای با کاهش انتشار کربن دی‌اکسید است که به کاهش تخریب زیستگاه‌ها و حفظ تنوع زیستی کمک می‌کند.

با وجود مزایایی که برای بهره‌وری انرژی ذکر شد، یکی از چالش‌های اصلی در بهره‌وری انرژی، پدیده بازگشت است که می‌تواند خنثی کننده برخی از مزایای بهره‌وری انرژی باشد. «پدیده بازگشت»[1] به آن معناست که بهبود بهره‌وری انرژی می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های انرژی شود (سورل و همکاران[2]، ۲۰۰۸). کاهش قیمت خدمات انرژی، افزایش درآمد واقعی مصرف‌کنندگان را در پی دارد که منجر به افزایش تقاضا برای سایر کالاها و خدمات می‌شود. به این دلیل که مصرف سایر کالاها و خدمات با مصرف انرژی همراه است، بخشی از انرژی بالقوه از این طریق به چرخه مصرف باز گردانده می‌شود. از این رو، به علت اثرات قیمتی و درآمدی کاهش قیمت خدمات انرژی بر مصرف کالاها و خدمات، اثر بازگشتی به وجود می‌آید (نیک نقش و همکاران، ۱۳۹۸).

به منظور تحلیل بهره‌وری انرژی و تأثیر آن بر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، چندین مدل نظری وجود دارد که عبارتند از: مدل‌های نهادی، مدل‌های اقتصادی و مدل‌های فنی-اقتصادی. مدل‌های نهادی، بر نقش نهادها و سیاست‌های دولتی در بهبود بهره‌وری انرژی تاکید دارند. مدل‌های اقتصادی، بیانگر چگونگی تأثیرگذاری بهبود بهره‌وری بر کاهش هزینه‌ها و افزایش رقابت‌پذیری اقتصادی هستند و اثرات اقتصادی بهره‌وری انرژی را تحلیل می‌کنند. مدل‌های فنی-اقتصادی نیز، تأثیرات فن‌آوری و اقتصادی بهره‌وری انرژی را مورد بررسی قرار داده و تأثیرات متقابل این دو عامل را تحلیل می‌کنند (جف و استاوینس[3]، ۱۹۹۴؛ سولو[4]، ۱۹۵۶؛ نورث[5]، ۱۹۹۰). شاخص‌های تحلیل بهره‌وری نیز به چهار گروه اصلی تقسیم می‌شوند که عبارتند از: ۱)ترمودینامیک؛ این شاخص‌ها متکی به اندازه‌گیری‌های حاصل از علم ترمودینامیک هستند. برخی از این شاخص‌ها نسبت‌های ساده و برخی دیگر معیارهای پیچیده‌تری هستند که مصرف انرژی

1. Rebound effect
2. Sorrell et al.
3. Jaff and Stavins
4. Solow
5. North

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

واقعی را به فرآیند ایده‌آل مرتبط می‌کنند. ۲) فیزیکی-ترمودینامیکی؛ این‌ها نشانگرهای ترکیبی هستند که ورودی انرژی از واحدهای ترمودینامیکی اما، خروجی با واحدهای فیزیکی اندازه‌گیری می‌شود.۳) اقتصادی-ترمودینامیکی؛ این‌ها نیز شاخص‌های ترکیبی هستند که در آن‌ها خروجی بر اساس قیمت‌های بازار و ورودی با شاخص‌های ترمودینامیکی یا فیزیکی-ترمودینامیکی اندازه‌گیری می‌شود. ۴) اقتصادی؛ این شاخص‌ها تغییر در بهره‌وری انرژی یعنی هم ورودی و هم خروجی را صرفاً بر اساس ارزش‌های بازار اندازه‌گیری می‌کنند (پترسون[1]، ۱۹۹۶).

به طور کلی، برای اندازه‌گیری تغییرات در بهره‌وری کل عوامل تولیدی روش‌های مختلف و زیادی وجود دارد که در میان آن‌ها می‌توان به دو روش پارامتریک و غیرپارامتریک اشاره نمود. در این پژوهش از روش غیرپارامتریک بوت استرپ[2] (BDEA) برای محاسبه بهره‌وری استفاده شده است.

در ادامه برخی مطالعات مرتبط با نقش بهره‌وری در میزان استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک ارائه شده است:

رهبر و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی ارتباط بین انتشار کربن دی‌اکسید و بهره‌وری انرژی در ایران (۱۳۹۴-۱۳۷۶) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با داده‌های ترکیبی پرداختند. این نتایج نشان داد که تکانه‌های بهره‌وری انرژی بر شدت انتشار کربن اثر معنی‌دار و کاهشی داشته است.

ماجد و صفری (۱۳۹۸)، اثر بهره‌وری بر کیفیت محیط‌زیست را در ۱۶ کشور در حال توسعه منتخب از جمله ایران برای سال‌های ۱۹۹۸ الی ۲۰۱۶ با استفاده از روش داده‌های تابلویی را بررسی کردند. نتایج بیانگر آن بود که رشد بهره‌وری بر کیفیت محیط‌زیست اثر منفی دارد و به دلیل اثر بازگشتی حاصل از بهره‌وری، به دلیل نادیده گرفتن محیط‌زیست توسط گروه‌های ذینفع و استخراج بیشتر منابع در این کشورها، با افزایش بهره‌وری، میزان انتشار آلاینده‌ها افزایش یافته است.

امری و همکاران [3](۲۰۱۹)، رابطه بین انتشار دی‌اکسید کربن و بهره‌وری کل عوامل در تونس را برای سال‌های ۱۹۷۵ الی ۲۰۱۴ با استفاده از روش ARDL مورد

1. Patterson
2. Bootstrap Data Envelopment Analysis
3. Amri et al.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که با بدست آوردن مقدار بالاتری از ضریب بهره‌وری کل عوامل بلندمدت، فرضیه منحنی کوزنتس رد می‌شود.

صافی و همکاران (۲۰۲۲)، اثر بهره‌وری انرژی بر انتشار دی‌اکسید کربن را در کشورهای E7 شامل: اندونزی، برزیل، ترکیه، چین، روسیه، مکزیک و هند طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی مقطعی[1] بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بود که بهره‌وری انرژی، تأثیر منفی بر انتشار کربن دی‌اکسید می‌گذارد و کیفیت محیط‌زیست را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بهبود می‌بخشد.

چن و همکاران[2] (۲۰۲۳)، تأثیر بهره‌وری مواد بر تخریب محیط‌زیست را در ۱۷ کشور نوظهور طی سال‌ها ۲۰۱۹-۱۹۹۵ با استفاده از روش IPAT مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان داد که بهره‌وری مواد، موجب کاهش تخریب محیط‌زیست می‌شود.

کریک‌کاللی (۲۰۲۳)، به بررسی تأثیر بهره‌وری منابع و بهره‌وری انرژی بر کیفیت محیط‌زیست در ژاپن (۲۰۲۰-۱۹۹۰) با استفاده از روش‌های خودرگرسیونی N-AQRDL، F-ARDL، DPA-C و GS-C پرداخت. نتایج بدست آمده بیانگر آن است که سهام مثبت به بهره‌وری منابع بر تخریب محیط‌زیست تأثیر منفی دارد، در حالی که سهام منفی به بهره‌وری منابع، انتشار کربن دی‌اکسید مبتنی بر مصرف را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، افزایش بهره‌وری انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن مبتنی بر مصرف را کاهش می‌دهد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

در ابتدا برای محاسبه ضرایب مربوط به بهره‌وری از روش بوت استرپ استفاده می‌شود.

۳-۱- رویکرد بوت استرپ (BDEA)

این رویکرد برای اولین بار توسط افرون[3] در سال ۱۹۷۹ ارائه شد. بوت استرپ روشی است که با استفاده از بازنمونه‌گیری داده‌های موجود، آماره آزمون یا توزیع یک

1. Cross-sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag (CS-ARDL)
2. Chen et al.
3. Efron

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

تخمین‌زننده را تخمین می‌زند. این روش تشابه زیادی با روش شبیه‌سازی دارد اما، تفاوت این دو روش در استفاده از داده‌های واقعی برای بدست آوردن خواص تخمین‌زننده‌ها در روش بوت استرپ است. در واقع، در روش بوت استرپ، شرایط نمونه بوسیله ایجاد نمونه‌های فراوان بدون در نظر گرفتن بسیاری از فرضیات، به شرایط جامعه نزدیک می‌شود (افرون و تیبشیرانی[1]، ۱۹۹۴؛ فلاحی، ۱۳۹۴). از مزایای این روش، این است که بدون ایجاد هیچ فرضی در مورد مدل، به طور کلی تخمین می‌زند. به‌همین دلیل در این پژوهش از روش بوت استرپ برای محاسبه بهره‌وری به شرح زیر استفاده شده است (لین و لو[2]، ۲۰۲۴):

گام اول: کارایی فنی $\hat{\theta}_j$ بوسیله معادله (۱) برآورد می‌شود:

$$\hat{\theta}_j = \min\{\theta_j | y_j \le Y\lambda;\ \theta_j X\lambda;\ \sum_{j=1}^{N} \lambda_j = 1;\ \theta_j > 0;\ \lambda_j \ge 0\ , j = 1, \dots, N\} \qquad (۱)$$

گام دوم: با استفاده از بوت استرپ و نمونه‌گیری هموار از $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_N$، تکرارهای بوت استرپ $\theta_1^*, \dots, \theta_N^*$ بدست می‌آید. این مراحل به شرح زیر انجام می‌شود:

مرحله اول: با جایگذاری از $\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_N$ نمونه‌گیری انجام شده و نتایج $\beta_1, \dots, \beta_N$ نامیده می‌شوند.

مرحله دوم: متغیرهای تصادفی نرمال استاندارد $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_N$ شبیه‌سازی می‌شوند.

مرحله سوم: محاسبه $\tilde{\theta}_j$ بصورت زیر:

اگر $\beta_j + h\varepsilon_j \le 1$ باشد:

$$\tilde{\theta}_j = \beta_j + h\varepsilon_j \qquad (۲)$$

اگر $\beta_j + h\varepsilon_j > 1$ باشد:

$$\tilde{\theta}_j = 2 - \beta_j - h\varepsilon_j \qquad (۳)$$

باید توجه داشت که $\tilde{\theta}_j \le 1$ و h پهنای باند است.

1. Efron and Tibshirani
2. Lin and Lu

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

مرحله چهارم: برای بدست آوردن پارامترهایی با واریانس صحیح باید $\tilde{\theta}_j$ را تنظیم نمود سپس، $\hat{\sigma}^2$ بصورت زیر محاسبه شود:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\left(\hat{\theta}_j - \hat{\theta}\right)^2 \quad (۴)$$

و θ_j^* به این صورت محاسبه می‌شود:

$$\theta_j^* = \bar{\beta} + \frac{1}{\sqrt{1+\frac{h^2}{\hat{\sigma}^2}}}\left(\tilde{\theta}_j - \bar{\beta}\right) \quad (۵)$$

که در آن $\bar{\beta}$ برابر است با:

$$\bar{\beta} = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\beta_j \quad (۶)$$

گام سوم: برای j = 1, …, N یک مجموعه شبه داده به صورت $\left(x_{j,b}^*, y_{j,b}^*\right)$ ایجاد، به طوری که $x_{j,b}^* = \left(\frac{\hat{\theta}_j}{\theta_j^*}\right)x_j$ و $y_{j,b}^* = y_j$ باشد. سپس، امتیاز جدید DEA، $\hat{\theta}_j^*$ با استفاده از شبه داده‌ها به عنوان مرجع، از معادله (۳-۵) محاسبه می‌شود.

گام چهارم: گام‌های یک تا سه برای B بار تکرار شده و امتیاز جدید کارایی فنی DEA، $\hat{\theta}_j^*$ برای j = 1, …, N به دست می‌آید. بنابراین، برآوردگر تصحیح شده بایاس $\hat{\theta}_j^*$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\bar{\theta}}_j = \beta^{-1}\sum_{b=1}^{B}\hat{\theta}_j^* \quad (۷)$$

گام پنجم: فاصله اطمینان یک سطح (α-1) برای کارایی فنی، با یافتن مقادیر a_α و b_α به طوری که $\Pr\left(-a_\alpha \le \hat{\theta}_j - \theta_j \le -b_\alpha\right) = 1-\alpha$، تعیین می‌شود. از آنجا که توزیع $(\hat{\theta}_j - \theta_j)$ مشخص نیست، از مقادیر بوت استرپ به طوری که $Pr(-\hat{a}_\alpha \le \hat{\theta}_j^* - \hat{\theta}_j \le -\hat{b}_\alpha) = 1-\alpha$ برای یافتن $\hat{a}_\alpha$ و $\hat{b}_\alpha$ استفاده می‌شود. بنابراین، فاصله اطمینان تخمینی با سطح (α-1) برای کارایی فنی jام به این صورت خواهد بود (لانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۰):

$$\hat{\theta}_j + \hat{b}_\alpha \le \theta_j \le \hat{\theta}_j + \hat{a}_\alpha \quad (۸)$$

1. Long et al.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

۳-۲- معرفی الگو

برای بررسی تأثیر آستانه‌ای فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات بر تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک در دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۰ با استفاده از الگوی TSVAR پرداخته شده است. ممکن است اثرگذاری برخی متغیرها در حالت‌های بالاتر و پایین‌تر از یک حدی (حد آستانه) متفاوت باشد و درچنین شرایطی بهتر است الگوهای غیرخطی که امکان تحلیل اثرگذاری آن‌ها در مقادیر بالا و پایین آستانه را دارند، مورد استفاده قرار گیرند، چون از مزیت‌های بیشتری نسبت به سایر الگوها برخوردار هستند. مدل TSVAR را می‌توان به صورت زیر مشخص کرد:

$$Y_t = C_1 + A_1 Y_t + B_1(L) Y_{t-1} + (C_2 + A_2 Y_t + B_2(L) Y_{t-1}) I[Z_{t-d} > \gamma] + U_t \quad (۹)$$

در این رابطه Z_t نشان‌دهنده متغیر آستانه، d وقفه، $I[Z_{t-d} > \gamma]$ نشان‌دهنده یک تابع شاخص و γ مقدار آستانه است.$A_1(L)$ و $A_2(L)$، ماتریس‌های هم‌زمان هستند (K×K)، زیرا اثرات هم‌زمان ممکن است در رژیم‌ها متقاوت باشد. $B_1(L)$ و $B_2(L)$ ماتریس‌های چند جمله‌ای (K×K) با وقفه هستند. U_t بردار اختلال ساختاری متوالی و غیرهمبسته است. Y_t برداری از متغیرهای درونزا (K×1) می‌باشد که شامل رشد مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر (GENERGY)، رشد تاب‌آوری اکولوژیک (GECORES) و متغیر ضربی رشد بهره‌وری در مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر (GENPRO) است که به طور خلاصه به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = [GENERGY, GENPRO, GECORES]$$

در حالتی که Z_{t-d} کوچکتر از مقدار آستانه (γ) باشد، صفر و در غیر این‌صورت، یک را اختیار می‌کند. بنابراین الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای می‌تواند بصورت معادله (۱۰) نوشته شود:

$$\begin{cases} C_1 + A_1 Y_t + B_1(L) Y_{t-1} + U_t & if\ I = 0 \\ (C_1 + C_2) + (A_1 + A_2) Y_t + [B_1(L) + B_2(L)] Y_{t-1} + U_t & if\ I = 1 \end{cases} \quad (۱۰)$$

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

بعد از تقسیم به دو رژیم متفاوت، حال می‌توان از رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری غیرخطی برای تجزیه و تحلیل واکنش تاب‌آوری اکولوژیک به تکانه‌های مختلف استفاده نمود. یک الگوی خودرگرسیون برداری از مرتبه (P) می‌تواند بصورت معادله (۱۱) بیان شود:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{1-p} + \varepsilon_t$$
$$A(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

در رابطه فوق، A(L) ماتریس چند جمله‌ای با وقفه از مرتبه P و $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$. براساس تئوری ولد، تحت شرایط قاعده ضعیف، یک فرآیند مانا می‌تواند نشان‌دهنده یک توزیع با وقفه از اجزاء اخلال غیر همبسته باشد. بنابر این معادله (۱۱) می‌تواند بصورت زیر نوشته شود:

$$Y_t = A^{-1}(L)\varepsilon_t \; and \; Y_t = B(L)\varepsilon_t \quad B_0 = 1 \; and \; Y_t = B(L)\varepsilon_t \; B_0 = 1 \quad (۱۲)$$

عناصر ε_t به طور همزمان همبستگی دارند. بنابراین، این عناصر را نمی‌توان به عنوان شوک‌های ساختاری نشان داد. عناصر ε_t با اعمال محدودیت‌ها متعامد می‌شوند. از این رو، معادله (۱۲) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$Y_t = C(L)e_t \quad (۱۳)$$

چنانچه β_0 ماتریس یک باشد، از معادلات (۱۰) و (۱۱) در می‌یابیم:

$$\varepsilon_t = C_0 e_t \quad , \beta_j C_0 = C_j \quad (۱۴)$$

سپس فرمول زیر با معادله بدست می‌آید:

$$B(L)C_0 = C(L) \quad (۱۵)$$

در این حالت، ماتریس C_0 شامل ۹ جزء است که سه متغیر درونی موجود، در سیستم مورد استفاده قرار می‌گیرند. با نرمال‌سازی VAR (et) خواهیم داشت:

$$\Omega = C_0 C'_0 \quad (۱۶)$$

بر این اساس تصریح الگوی پژوهش به صورت معادله (۱۷) می‌باشد:

$$\begin{pmatrix} GENERGY \\ \text{GENPRO} \\ GECORES \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11} & 0 & 0 \\ C_{21} & \text{C}_{22} & 0 \\ C_{31} & \text{C}_{32} & \text{C}_{33} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} e_t^{GENERGY} \\ e_t^{GENPRO} \\ e_t^{GECORES} \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

ε_t به عنوان خطای تعدیل شده مرتبط با سه متغیر مشخص می‌شود: رشد مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر (GENERGY)، رشد تاب‌آوری اکولوژیکی (GECORES) و متغثر ضربی رشد بهره‌وری مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر (GENPRO). فرض بر این بود که رابطه بین ε_t و اختلالات ساختاری، بازگشتی است. مدل TSVAR با آزمون وجود ساختار اثر آستانه‌ای به تخمین مدل می‌پردازد. از این رو، ابتدا فرضیه $C_2 = A_2 = B_2(L) = 0$ مورد آزمایش قرار می‌گیرد. با این حال، مقدار آستانه تحت فرضیه صفر شناسایی نمی‌شود (هیچ اثر آستانه‌ای وجود ندارد). همچنین توزیع آزمون‌های آماری سنتی به دلیل پارامترهای مزاحم موجود غیراستاندارد می‌شود. این مسئله با پیروی از سه مرحله پیشنهاد شده توسط بالکه[1] (۲۰۰۰) حل شده است. ابتدا، مدل آستانه با حداقل مربعات برای همه مقادیر آستانه ممکن تخمین زده می‌شود. دوم، آمار آزمون *Wald* برای تعیین تفاوت بین رژیم‌ها برای هر مقدار آستانه ممکن محاسبه می‌شود. سوم، سه آمار آزمون مختلف (یعنی *Sup-Wald*، *Avg-Wald* و *Exp Wald*) در نظر گرفته شده و با یکدیگر استفاده می‌شوند. آمار *Sup-Wald* حداکثر آمار والد در تمام مقادیر آستانه ممکن است. آمار *Avg-Wald* میانگین آمار والد در تمام مقادیر آستانه ممکن است. آمار *exp-wald* تابعی از مجموع آمار نمایی والد است. توزیع تجربی سه آماره تحت فرضیه صفر از طریق روش شبیه‌سازی ارائه شده توسط هانسن [2](۱۹۹۶) به دست می‌آید. اگر آمار معنی دار باشد، فرضیه صفر ساختار خطی رد می‌شود و از مدل آستانه برای انجام تحلیل‌ها استفاده می‌شود. در نهایت، مقدار آستانه تخمین زده شده برای به حداقل رساندن تعیین کننده ورود به سیستم ماتریس کوواریانس باقیمانده استفاده می‌شود.

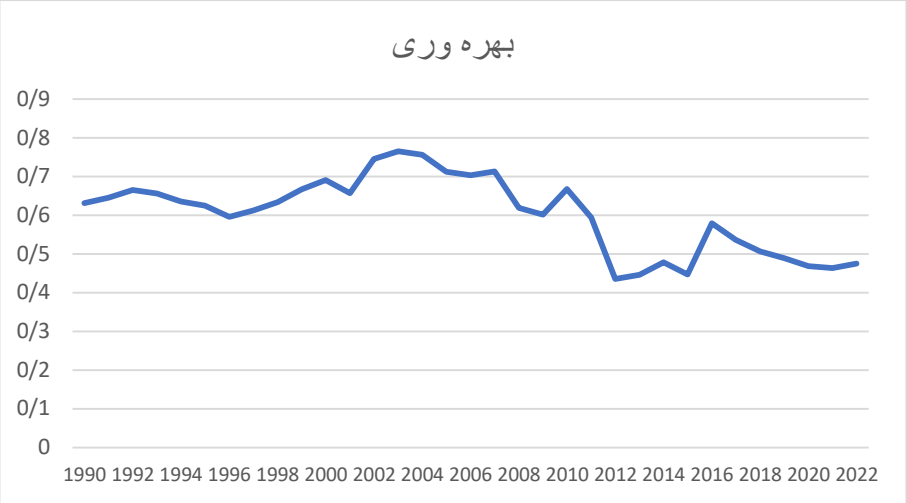
لازم به ذکر است کلیه اطلاعات مربوط به پژوهش از سایت بانک مرکزی، بانک جهانی و Our World in Data استخراج شده است.

1. Balke
2. Hansen

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- بررسی رفتار بهره‌وری با استفاده از رویکرد BDEA



نمودار ۱. برآورد بهره‌وری با استفاده از رویکرد BDEA

منبع: براساس الگوی برآورد شده به روش بوت استرپ بوسیله نرم‌افزار GAMS ترسیم شده است.

نوسانات بهره‌وری به دلیل عوامل مختلفی اتفاق می‌افتد که از این عوامل می‌توان به نوآوری‌های تکنولوژیک، تغییرات در سیاست‌های اقتصادی، تغییرات در بهره‌وری نیروی کار و تغییرات در سرمایه‌گذاری اشاره کرد.

این نمودار، بهره‌وری را با استفاده از روش بوت استرپ که به تعداد ۱۰۰۰ مرتبه برای برآورد بهترین ضریب بهره‌وری، تخمین زده شده است، نشان می‌دهد. محور عمودی، میزان بهره‌وری را در بازه صفر الی یک نشان می‌دهد و محور افقی، نشان‌دهنده بازه زمانی از ۱۹۹۰ الی ۲۰۲۲ است. بهره‌وری در سال ۱۹۹۰ نسبتاً پایین است. از سال ۱۹۹۶ به بعد، یک روند افزایشی مشاهده می‌شود که در سال ۲۰۱۰ به اوج خود می‌رسد. از سال ۲۰۱۰ به بعد، نوسانات بیشتری مشاهده می‌شود. در سال ۲۰۱۱ با کاهش قابل ملاحظه‌ای، مواجه می‌شود و در تقریباً سال‌های بعد از ۲۰۱۸، روند تغییرات در بهره‌وری به یک پایداری نسبی می‌رسد. در مجموع، بهره‌وری یک روند کاهشی را نشان می‌دهد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

۴-۲- برآورد الگو

قبل از الگوی TSVAR بایستی مانایی متغیرهای پژوهش بررسی شود. نتایج آزمون فیلیپس پرون[1] در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول ۱. نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون فیلیپس پرون (PP) در سطح

متغیر	فرآیند آزمون	آماره فیلیپس پرون	مقادیر بحرانی در سطوح اطمینان مختلف			مقدار احتمال	وضعیت پایایی
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد		
GENERGY	با عرض از مبدأ	-۶/۹۴	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۰/۰۰	مانا
	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۵۱	-۴/۲۷	-۳/۵۵	-۳/۲۱	۰/۰۰	مانا
	بدون عرض از مبدأ و روند	-۳/۴۵	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	۰/۰۰	مانا
GENPRO	با عرض از مبدأ	-۶/۳۷	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۰/۰۰	مانا
	با عرض از مبدأ و روند	-۶/۵۸	-۴/۲۷	-۳/۵۵	-۳/۲۱	۰/۰۰	مانا
	بدون عرض از مبدأ و روند	-۵/۵۷	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	۰/۰۰	مانا
GECORES	با عرض از مبدأ	-۵/۱۳	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱	۰/۰۰	مانا
	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۳۴	-۴/۲۷	-۳/۵۵	-۳/۲۱	۰/۰۰	مانا
	بدون عرض از مبدأ و روند	-۳/۵۱	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۱	۰/۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Philips-Perron Unit Root Test

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

بر اساس نتایج جدول (۱)، تمامی متغیرهای پژوهش در سطح مانا هستند. در ادامه در جدول (۲) نتایج آزمون معناداری آستانه در الگوی TSVAR بر اساس معادله (۱۷) به شرح زیر است:

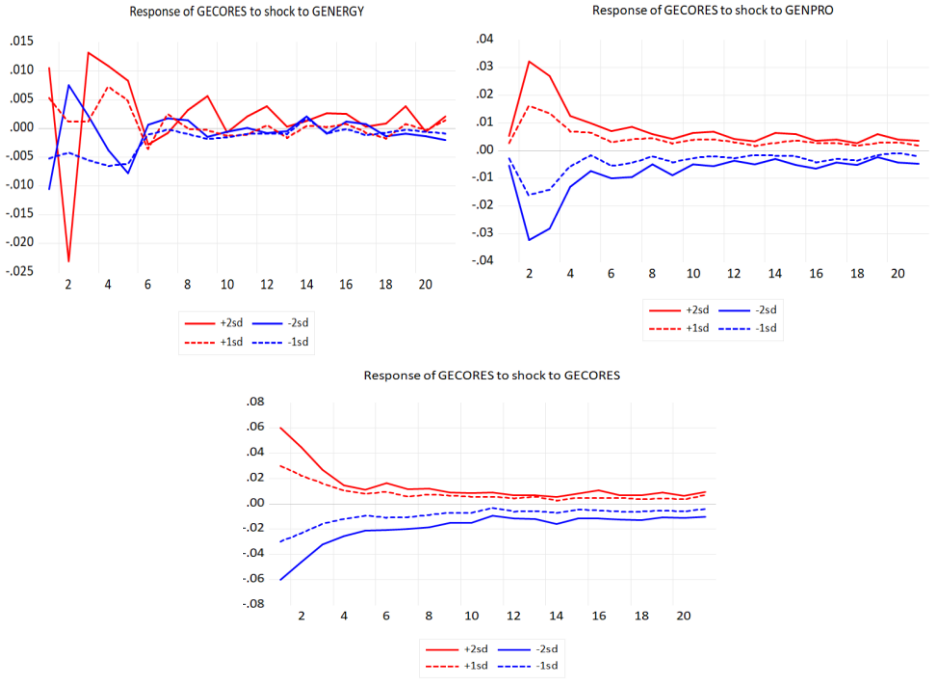
جدول ۲. آزمون معناداری آستانه تاب‌آوری اکولوژیک با لحاظ بهره‌وری

مقدار آستانه	آماره‌های آزمون		
	سطح احتمال	مقدار آماره	Wald Test
۰/۰۶۰	۰/۰۰۰	۵۵/۱۳	Sup-Wald
	۰/۰۰۰	۳۱/۶۱	Avg-Wald
	۰/۰۰۰	۲۵/۳۷	Exp-Wald

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون غیرخطی در جدول (۲) نشان می‌دهد که آمار والد فرضیه صفر را رد می‌کند و بنابراین مدل دارای اثرات آستانه است. آمار آزمون Avg-Wald، Sup-Wald و Exp-Wald برای مقدار آستانه بدست آمده معنی‌دار است. این موضوع نشان می‌دهد که مدلTSVAR دارای مقدار آستانه است و دوره را به دو رژیم تقسیم می‌کند. بنابراین، اگر رشد تاب‌آوری اکولوژیک کمتر از مقدار آستانه باشد، در رژیم اول و اگر رشد تاب‌آوری اکولوژیک بالاتر از مقدار آستانه باشد، در رژیم دوم قرار دارد. پس از تأیید اثر آستانه موجود و تقسیم دوره به دو رژیم، از تابع پاسخ تکانه غیرخطی برای تجزیه و تحلیل پویای اثرات پویای رشد بهره‌وری بر رشد تاب‌آوری اکولوژیک استفاده شده است. در ادامه در نمودار (۲) واکنش رشد تاب‌آوری اکولوژیک در کشور به رشد بهره‌وری در مقادیر بالای آستانه و در نمودار (۳) واکنش رشد تاب‌آوری اکولوژیک در کشور به رشد بهره‌وری در مقادیر پایین آستانه ارائه شده است:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

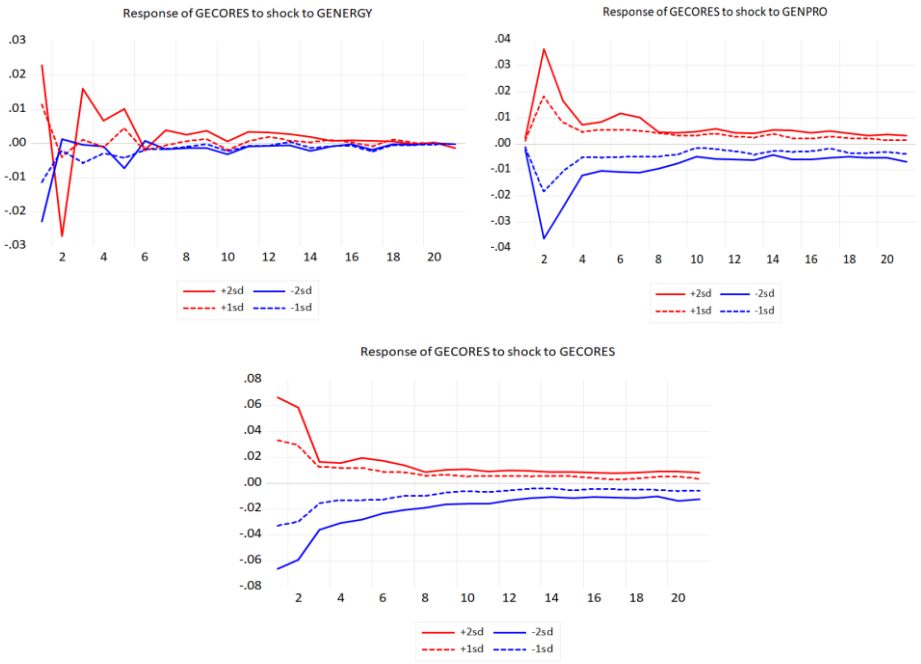


نمودار ۲. واکنش رشد تاب‌آوری اکولوژیک در مقادیر بالاتر از آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر

منبع: براساس الگوی برآورد شده به روش TSVAR بوسیله نرم‌افزار Eviews10 ترسیم شده است.

همانطور که از نمودار (۲) مشاهده می‌شود، در مقادیر بالاتر از آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، تاب‌آوری اکولوژیک در کوتاه‌مدت، بویژه در پاسخ به تکانه‌های مربوط به انرژی‌های تجدیدناپذیر و بهره‌وری، واکنش‌های شدیدی نشان می‌دهد. اگرچه سیستم در نهایت به حالت ثبات برمی‌گردد اما، این بازگشت اغلب با نوسانات شدیدتر و زمان بازگشت طولانی‌تری همراه خواهد بود. این وضعیت بیانگر آن است که بهره‌وری در سطح بالاتر از آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، تاب‌آوری اکولوژیک را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]



نمودار ۳. واکنش رشد تاب‌آوری اکولوژیک در مقادیر پایین‌تر از آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر

منبع: براساس الگوی برآورد شده به روش TSVAR بوسیله نرم‌افزار Eviews10 ترسیم شده است.

نمودار (۳) نشان دهنده آن است که تاب‌آوری اکولوژیک در برابر تکانه‌ها مقاومت بیشتری نشان می‌دهد و نوسانات کمتری را تجربه می‌کند. واکنش‌های تاب‌آوری اکولوژیک به تکانه‌های مختلف ملایم‌تر و بازگشت به حالت پایدار سریع‌تر و با نوسانات کمتری صورت می‌گیرد. این مطلب بیانگر آن است که در سطح پایین آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، تاب‌آوری کمتر تحت تأثیر تکانه‌ها قرار می‌گیرد. بنابراین، بهره‌وری تأثیر کمتری بر تاب‌آوری اکولوژیک داشته و منجر به بازگشت سریع‌تر تاب‌آوری به حالت اول، پس از مواجهه با تکانه‌های مختلف می‌شود.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

۵- نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی نقش بهره‌وری در میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک برای ایران طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۱۹۹۰ است. نتایج بیانگر آن است که آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر با لحاظ بهره‌وری ۰/۰۶ درصد است. تکانه مثبت بهره‌وری تأثیر مثبت بر تاب‌آوری اکولوژیک و تکانه منفی، تأثیر منفی بر تاب‌آوری اکولوژیک داشته است. همچنین میزان تأثیرگذاری تکانه‌ها بر تاب‌آوری اکولوژیک در حد بالای آستانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بیشتر از حد پایین آن است. به طور کلی بر اساس نتایج، بسته به ساز و کار انتقال اثرات تکانه در الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری آستانه‌ای (TSVAR)، اثرگذاری تکانه مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک در رژیم‌های مختلف متفاوت بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که اثرگذاری مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر تاب‌آوری اکولوژیک به سطح و میزان مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بستگی دارد و تغییر در مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، تحت هر شرایطی منجر به افزایش تاب‌آوری اکولوژیک نشده است. جهت افزایش بهره‌وری عوامل، استفاده از فن‌آوری‌های نوینی که کارایی بالا و شدت انرژی پایینی داشته باشند می‌تواند به عنوان یک یادداشت سیاستی توصیه شود. دولت نیز علاوه بر موارد ذکر شده، می‌تواند با اعمال سیاست‌های تشویقی و حمایتی از جمله تخفیف مالیاتی، وام‌های کم بهره و مشوق‌های مالی به توسعه زیرساخت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر کمک کرده و از این طریق نیز موجب افزایش بهره‌وری انرژی و ارتقای تاب‌آوری اکولوژیک شود.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

منابع

- ابریشمی، حمید؛ علم‌الهدی، ندا و امیری، میثم (۱۳۸۶). بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی. مطالعات اقتصاد انرژی، دوره ۴، شماره ۱۵، ص ۷-۳۴.
- امینی، علیرضا و یزدی‌پور، فرزانه (۱۳۸۷). تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری انرژی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران. پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳، ص ۷۱-۱۰۴.
- رهبر، فرهاد؛ برخورداری، سجاد و قره‌باغی دنیاداری، پانیذ (۱۳۹۸). بررسی تأثیر تکانه‌های بهره‌وری انرژی بر انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن در بخش‌های اصلی اقتصاد ایران با رویکرد Pane-Var. فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی، دوره ۳، شماره ۶، ص ۵۳-۷۹.
- فلاحی، فیروز (۱۳۹۴). بررسی ماندگاری تورم در ایران با استفاده از روش بوت استرپ. تحقیقات اقتصادی، دوره ۵۰، شماره۳، ص ۷۰۷-۷۳۲.
- ماجد، وحید و صفری اصل، سجاد (۱۳۹۸). اثر بهره‌وری و کیفیت نهادی بر کیفیت محیط‌زیست(شواهدی از اقتصادهای در حال توسعه). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۷، شماره ۸۹، ص ۱۳۷-۱۶۱.
- نیک نقش، ابراهیم؛ شجاع، نقی؛ ابری، امیر غلام و موحدی، محمد مهدی (۱۳۹۸). بهره‌وری کل انرژی و عوامل موثر بر آن (صنایع تولیدی ایران). مدلسازی اقتصادی، دوره ۱۳، شماره ۴، ص ۴۵-۶۸.
- Amri, F., Zaied, Y. B., & Lahouel, B. B. (2019). ICT, total factor productivity, and carbon dioxide emissions in Tunisia. Technological Forecasting and Social Change, 146, 212-217 . https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.05.028
- Atalla, T., & Bean, P. (2017). Determinants of energy productivity in 39 countries: An empirical investigation. Energy Economics, 62, 217-229 . https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.12.003
- Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. Review of Economics and Statistics, 82(2), 344-349 .https://doi.org/10.1162/rest.2000.82.2.344
- Chen, F., Ali, S., Ma, J., Arshad, S., & Ahmad, S. (2023). Material productivity and environmental degradation: Moderating role of

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

environment-related technologies in achieving carbon neutrality. Gondwana Research, 117, 155-168. https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.01.010

- Chien, F. (2022). How renewable energy and non-renewable energy affect environmental excellence in N-11 economies?. Renewable Energy, 196, 526-534 .https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.07.013
- Ding, Q., Khattak, S. I., & Ahmad, M. (2021). Towards sustainable production and consumption: assessing the impact of energy productivity and eco-innovation on consumption-based carbon dioxide emissions (CCO2) in G-7 nations. Sustainable Production and Consumption, 27, 254-268 .https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.11.004
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1994). An introduction to the bootstrap. Chapman and Hall/CRC.
- Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. Econometrica: Journal of the econometric society, 413-430 .https://doi.org/10.2307/2171789
- Herring, H., & Sorrell, S. (2009). Energy efficiency and sustainable consumption. The Rebound Effect. Palgrave Macmillan London.
- Jaffe, A. B., & Stavins, R. N. (1994). The energy-efficiency gap What does it mean?. Energy policy, 22(10), 804-810 . https://doi.org/10.1016/0301-4215(94)90138-4
- Li, K., & Lin, B. (2018). How to promote energy efficiency through technological progress in China?. Energy, 143, 812-821 . https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.11.047
- Lin, S. W., & Lu, W. M. (2024). A comparison of chance-constrained data envelopment analysis, stochastic nonparametric envelopment of data and bootstrap method: A case study of cultural regeneration performance of cities. European Journal of Operational Research, 316(3), 1179-1191 . https://doi.org/10.1016/j.ejor.2024.03.018
- Long, L. K., Van Thap, L., Hoai, N. T., & Pham, T. T. T. (2020). Data envelopment analysis for analyzing technical efficiency in aquaculture: The bootstrap methods. Aquaculture Economics & Management, 24(4), 422-446 .https://doi.org/10.1080/13657305.2019.1710876
- North, D. C. (1990). Institutions, institutional change and economic performance. Cambridge university press.
- Patterson, M. G. (1996). What is energy efficiency?: Concepts, indicators and methodological issues. Energy policy, 24(5), 377-390 . https://doi.org/10.1016/0301-4215(96)00017-1

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]

- Safi, A., Chen, Y., & Zheng, L. (2022). The impact of energy productivity and eco-innovation on sustainable environment in emerging seven (E-7) countries: does institutional quality matter?. Frontiers in Public Health, 10, 878243. https://10.3389/fpubh.2022.878243
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The quarterly journal of economics, 70(1), 65-94 . https://doi.org/10.2307/1884513
- Sorrell, S., & Dimitropoulos, J. (2008). The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions. Ecological Economics, 65(3), 636-649. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.08.013

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-28]