فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال بیستم / شماره ۸۳/ زمستان ۱۴۰۳/ صفحات ۳۱-۱

# اثر آستانه‌ای صنعتی شدن بر رابطه بین تنوع صادرات و شدت انرژی در ایران

**المیرا عزیزی نوروزآبادی**
**دانشجوی ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز، elmira.azizi۲۰۰۰@gmail.com**

**محمدرضا سلمانی بیشک [۱]**
**دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز، mrsalmani_۲۰۰۵@yahoo.com**

**تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۲۱**

## چکیده

تنوع صادرات (به معنای افزایش اقلام صادراتی یک کشور)، بسته به سطح رشدیافتگی، توسعه صنعتی و ساختار اقتصادی آن، می‌تواند تأثیرات مثبت یا منفی بر شدت انرژی در آن کشور داشته باشد. هدف مطالعه حاضر، بررسی اثر آستانه‌ای صنعتی‌شدن بر رابطه بین تنوع صادرات و شدت انرژی در ایران طی دوره ۱۹۶۵ تا ۲۰۲۲ می‌باشد. برای این منظور، از الگوی خودرگرسیون انتقال ملایم (STAR) با یک سطح آستانه استفاده شده که در آن سطح صنعتی‌شدن به عنوان متغیر انتقال انتخاب گردیده است. نتایج نشان می‌دهند که متغیر شاخص صنعتی‌شدن می‌تواند به عنوان متغیر انتقال نقشی اساسی در تغییر ضرایب الگوی شدت انرژی ایفا نماید. به‌طور خاص، در مراحل اولیه صنعتی‌شدن، افزایش تنوع صادراتی منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود، اما پس از گذر اقتصاد از سطح معینی از صنعتی‌شدن، با افزایش تنوع صادراتی، به دلیل ورود محصولات صنعتی با انرژی‌بری بالاتر به سبد صادراتی، شدت انرژی نیز افزایش می‌یابد. همچنین مشاهده شد که شهرنشینی تأثیر منفی و معناداری بر شدت انرژی دارد.

**طبقه‌بندی JEL:** F۱۳، F۱۴، Q۴۱.
**کلیدواژه‌ها:** تنوع صادرات، شدت انرژی، مدل انتقال ملایم، صنعتی شدن، شهرنشینی.

۱. نویسنده مسئول

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

**۱- مقدمه**

توسعه و پیشرفت اقتصادی یک کشور به صورت قابل توجهی به تامین انرژی و مصرف بهینه آن وابسته است. تقاضا و مصرف انرژی علاوه بر اثرات اقتصادی، تأثیرات گسترده‌ای بر محیط زیست و انتشار گازهای گلخانه‌ای داشته و کنترل و بهینه‌سازی مصرف انرژی ضمن این که می‌تواند هزینه‌های تولید را کاهش و رقابت‌پذیری را افزایش دهد، در حفظ منابع زیست‌محیطی نقش بسزایی میتواند داشته باشد. از این رو، شناسایی عوامل تعیین‌کننده مصرف و شدت انرژی یک حوزه تحقیقاتی مهم به‌شمار رفته و مطالعات گسترده‌ای را به خود اختصاص داده است.

یکی از متغیرهای مهمی که اثر آن بر مصرف انرژی مورد توجه مطالعات تجربی زیادی بوده، تجارت خارجی است. بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند که با افزایش تجارت خارجی که لازمه آن افزایش سطح تولید و حمل و نقل بین‌المللی است، مقدار مصرف انرژی نیز افزایش می‌یابد. از سوی دیگر برخی مطالعات بر اثرات سرریز فناوری تجارت خارجی بر کارایی در مصرف انرژی تاکید کرده و یک رابطه معکوس بین تجارت خارجی و مصرف انرژی متصور شده‌اند. در سال‌های اخیر گروه دیگری از مطالعات شکل گرفته که به جای اثر حجم تجارت، بر اثر ترکیب آن در مصرف انرژی متمرکز شده‌اند. بر اساس این مطالعات تنوع صادراتی می‌تواند یک متغیر مهم در تعیین میزان مصرف و کارایی انرژی باشد.

اثر تنوع صادرات بر مصرف انرژی تا حدود زیادی به ترکیب سبد صادراتی وابسته است. اگر تنوع صادراتی به نفع کالاهای انرژی‌بر باشد، در این صورت باعث افزایش مصرف انرژی خواهد گردید؛ اما در صورت افزایش تنوع صادراتی به نفع محصولات با انرژی‌بری پایین، مصرف انرژی کاهش خواهد یافت.

تنوع صادراتی می‌تواند تأثیر مستقیمی بر نوع انرژی‌های مورد استفاده یک کشور داشته باشد. اگر یک کشور بیشترین درآمد خود را از صادرات سوخت‌های فسیلی مانند نفت و ذغال سنگ حاصل نماید، ممکن است برای تأمین نیازهای داخلی خود نیز از این منابع استفاده کند. در نتیجه، شدت مصرف انرژی فسیلی در کشور مورد نظر بالا خواهد بود. اما، اگر یک کشور دارای تنوع صادراتی باشد و به طور متوسط از انرژی‌های تجدیدپذیر مانند باد، خورشید و آب استفاده کند، ممکن است به دلیل توسعه صنایع

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

مرتبط با این منابع، شدت مصرف انرژی در آن کشور کاهش یابد. هچنین تنوع صادراتی می‌تواند باعث تحریک نوآوری و فناوری در یک کشور شود. اگر یک کشور تمایل داشته باشد تا محصولات و خدمات دارای نوآوری و فناورانه را به دیگر کشورها صادر کند، احتمالاً به دنبال ارتقای تکنولوژی و بهبود روش‌های تولید خواهد بود که این می‌تواند منجر به افزایش بهره‌وری انرژی و کاهش مصرف انرژی در صنایع مختلف شود. به عنوان مثال، توسعه و صادرات فناوری‌های پایدار مانند تولید انرژی خورشیدی، انرژی بادی، سیستم‌های حمل و نقل پایدار و غیره می‌تواند به کاهش شدت مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای کمک کند. بر اساس موارد مذکور تنوع صادراتی می‌تواند به کاهش شدت مصرف انرژی در یک کشور کمک کند.

از سوی دیگر، اگر تنوع صادراتی یک کشور شامل محصولاتی با ارزش افزوده بالا و قیمت بالا باشد، ممکن است برای تولید این محصولات از فرآیندهای پیچیده‌تر و منابع انرژی بیشتری استفاده شود. برای مثال، تولید محصولات فناورانه یا صنایع سنگین ممکن است نیاز به استفاده از تجهیزات پیشرفته و پرمصرف انرژی و فرآیندهای صنعتی پیچیده‌تری داشته باشد که منجر به افزایش مصرف انرژی می‌شود. همچنین با افزایش تنوع صادراتی، نیاز به حمل و نقل بین‌المللی محصولات نیز افزایش می‌یابد. حمل و نقل بین المللی محصولات به وسیله هواپیما، کشتی و وسایل حمل و نقل دیگر نیاز به سوخت فسیلی دارد که می‌تواند به افزایش مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای منجر شود. بنابراین، تنوع صادراتی ممکن است در برخی موارد باعث افزایش مصرف انرژی شود. با این حال، تأثیر دقیق تنوع صادراتی بر شدت مصرف انرژی به عوامل مختلفی مانند ساختار صنعتی کشور، سیاست‌های انرژی و توسعه، وابستگی به منابع طبیعی و سطح توسعه اقتصادی بستگی دارد و ممکن است در هر کشور و سطوح مختلف از تنوع صادراتی و توسعه اقتصادی به صورت‌های متفاوتی تجربه شود. بر همین اساس تعدادی از مطالعات ادعا نموده‌اند که یک رابطه غیرخطی بین این دو متغیر وجود دارد.

همان طور که ملاحظه می‌شود از بُعد نظری و تجربی نتیجه‌گیری‌های متناقضی درخصوص تأثیر تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی وجود دارد و این موضوع نیازمند بررسی‌های بیشتر است. بنابراین مطالعه حاضر به دنبال ارزیابی اثر غیرخطی تنوع محصولات صادراتی بر شدت انرژی در ایران با استفاده از یک الگوی رگرسیون انتقال

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

ملایم طی دوره زمانی ۱۹۶۵ تا ۲۰۲۲ است. این مطالعه به توسعه ادبیات تجربی و سیاست‌های عمومی در ارتباط با اقتصاد انرژی در چندین بعد کمک می‌کند. اولاً، تاکنون به موضوع تأثیر تنوع صادرات بر شدت انرژی در ایران پرداخته نشده و مطالعات داخلی انجام گرفته به صورت بین کشوری بوده است. لذا این مطالعه یک پژوهش پیشگام در این زمینه است. ثانیاً، هیچکدام از مطالعات محدود موجود در این زمینه، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم استفاده نکرده و اغلب رابطه غیرخطی را با لحاظ توان دو متغیر تنوع صادرات در الگو بررسی نموده‌اند.

در این راستا مطالعه حاضر در ۵ بخش تهیه شده‌است. در بخش دوم، به بررسی ادبیات موضوع پرداخته‌شده که شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق معرفی می‌شود که الگوی تحقیق، روش تحلیل و داده‌های مورد استفاده را شرح می‌دهد، بخش چهارم مقاله، یافته‌های تجربی را مورد بحث قرار می‌دهد و در ادامه، نتایج تحقیق تبیین می‌شود. در بخش آخر ضمن ارائه خلاصه‌ای از مطالب، مهم‌ترین نتایج و توصیه‌های سیاستی مرتبط به این نتایج ارائه داده می‌شود.

## ۲- بررسی ادبیات موضوع

### ۲-۱- مبانی نظری

#### الف) تنوع صادراتی و شدت مصرف انرژی

براساس ادبیات موجود، تجارت بین‌المللی به‌عنوان یکی از محرک‌های مهم تقاضا و مصرف انرژی شناخته می‌شود. تجارت فرامرزی که عمدتاً از طریق باز بودن تجارت - نسبت مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی- اندازه‌گیری می‌شود، کارایی را تشویق و فرآیندهای تولید و مصرف را سرعت می‌بخشد (هیل و سلدن[۱]، ۲۰۰۱؛ کادوت و همکاران[۲]، ۲۰۱۳). بخش عمده تقاضای انرژی کشورها برای تولید محصولات و همچنین تامین سوخت بخش حمل و نقل برای انتقال این محصولات در فواصل نسبتا طولانی در فراسوی مرزهای ملی شکل می‌گیرد (الخطیب و محمود[۳]، ۲۰۱۹؛ کوسکونر و

۱. Heil and Selden
۲. Cadot et al.
۳. Alkhateeb and Mahmood

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

همکاران[۱]، ۲۰۲۰). همچنین تجارت بین‌المللی جابجایی فرآیندهای تولید با آلودگی بالا و فناوری پایین را توسط کشورهای بیشتر توسعه‌یافته به اقتصادهای کم‌تر توسعه‌یافته با تابع تولید انرژی‌بر تسهیل می‌کند (فرضیه پناهگاه آلودگی[۲]). براساس این نظریات، تجارت فرامرزی ممکن است تقاضای انرژی و رشد اقتصادی را افزایش دهد (کول[۳]، ۲۰۰۶؛ حسین[۴]، ۲۰۱۱؛ سادورسکی[۵]، ۲۰۱۱؛ شهباز و همکاران[۶]، ۲۰۱۳).

طی سال‌های اخیر، اهمیت تنوع محصولات سبد صادراتی به عنوان یک شاخص تجارت بین‌المللی در ادبیات تجربی مطرح شده است. با توجه به شواهد تجربی، می‌توان گفت که تقاضای انرژی به طور قابل توجهی با تنوع صادراتی و ترکیب سبد صادراتی کشورها در ارتباط است (شهزاد و همکاران[۷]، ۲۰۰۱). به عنوان مثال، در مطالعات گوزگور و جان[۸] (۲۰۱۶) و آپرگیس و همکاران[۹] (۲۰۱۸) تنوع محصولات صادراتی را به عنوان یک محرک برای تقاضای انرژی و نیز عاملی برای آلودگی شناسایی شده است.

تحقیقات نشان می‌دهد که تنوع بخشی به سبد صادراتی می‌تواند به افزایش مصرف انرژی منجر شود. این امر عمدتاً به این دلیل است که تنوع در صادرات معمولاً با افزایش فعالیت‌های اقتصادی همراه است که در نتیجه، نیاز به مصرف بیشتر انرژی را به دنبال دارد. برعکس، برخی از مطالعات نشان می‌دهند که تنوع صادرات نیز می‌تواند منجر به بهبود بهره‌وری انرژی شود. به عنوان مثال، روی و یاشار[۱۰] (۲۰۱۵) به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های صادرکننده تمایل دارند میزان شدت انرژی کمتری را در چندک‌های بالاتر نشان دهند. این یافته نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که در زمینه‌های صادراتی متنوع فعالیت می‌کنند، ممکن است به منظور رقابت در بازارهای بین‌المللی، شیوه‌های انرژی کارآمدتری را به کار گیرند (روی و یاشار، ۲۰۱۵). همچنین، کونگان[۱۱] (۲۰۱۸) استدلال می‌کند که روابط تجاری همراه با کیفیت محصول و ساختار تولید

۱. Coskuner et al.
۲. Pollution haven hypothesis
۳. Cole
٤. Hossain
٥. Sadorsky
٦. Shahbaz et al.
۷. Shahzad et al.
۸. Gozgor and Can
۹. Apergis et al.
۱۰. Roy & Yaşar
۱۱. Koengkan

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

نوآورانه مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. برخلاف این نتایج به اعتقاد برخی محققان محصولاتی که سطوح نسبتا بالایی از پیچیدگی را دارند، به دلیل استفاده از فناوری‌های کارآمدتر در تولید، به مصرف انرژی کمتری نسبت به محصولات انرژی‌بر نیاز دارند (الخطیب و محمود ۲۰۱۹). در نتیجه، کشورهایی که ترکیبات تولیدی پیچیده‌ای داشته و صادر می‌کنند، مصرف انرژی پایین‌تری دارند. علاوه بر این، تنوع صادرات ممکن است شدت انرژی را از طریق افزایش کارایی مصرف انرژی کنترل کند (بشیر و همکاران[۱]، ۲۰۲۰). مجیدی (۲۰۱۷) تاکید می‌کند که صادرات انرژی، به ویژه در کشورهای اوپک، اثرات مثبت قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد که می‌تواند با الگوهای مصرف انرژی نیز مرتبط باشد (مجیدی، ۲۰۱۷).

علاوه بر این، تأثیر تنوع صادرات بر شدت انرژی ممکن است تحت تأثیر عوامل خارجی، نظیر سیاست‌های تجاری و پویایی بازار جهانی قرار گیرد. به عنوان نمونه، معرفی تعرفه‌های کربن یا مقررات زیست‌محیطی می‌تواند تمرکز صادرات را به سمت شیوه‌های پایدارتر هدایت نموده و در نتیجه به طور بالقوه موجب کاهش شدت انرژی شود (ژانگ و همکاران[۲]، ۲۰۱۹).

مطالعاتی که تأثیر تنوع محصول صادراتی را بر شدت مصرف انرژی بررسی می‌کنند، هنوز در ادبیات موجود محدود و دارای تناقض هستند. شاید این موضوع به این دلیل باشد که اثر تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی به عوامل موقعیتی مختلفی وابسته است. برای مثال، تنوع صادراتی تأثیر مثبت بر تقاضای انرژی دارد، اگر تنوع صادرات به سمت کالاها یا خدمات انرژی بر سوق پیدا کند؛ اما اگر تنوع صادراتی منجر به جایگزینی محصولات و خدمات کم انرژی به جای محصولات انرژی‌بر شود، تقاضای انرژی کاهش می‌یابد (شهزاد و همکاران، ۲۰۲۱).

بر این اساس، بسیاری از مطالعات بر غیرخطی بودن اثر تنوع صادرات بر تقاضای انرژی تاکید دارند. بنابر مطالعات کن و همکاران[۳] (۲۰۲۲) در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، کشورها بیشتر بر محصولات کشاورزی و منابع طبیعی برای صادرات خود تمرکز می‌کنند، اما با گذشت زمان و توسعه بیشتر، تنوع صادرات به محصولات صنعتی

۱. Bashir et al.
۲. Zhang et al.
۳. Can et al.

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

نیز افزایش یافته و منجر به افزایش تقاضای انرژی می‌شود، اما پس از مرحله بلوغ اقتصادی، با توسعه بخش‌های خدماتی و صنعتی در کشورها، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و بهره‌گیری از فناوری‌های کارآمد افزایش و تقاضای انرژی کاهش می‌یابد. در گروهی از مطالعات، نشان داده شده که افزایش تنوع صادراتی به دلیل استفاده بیشتر از منابع انرژی در فرآیند تولید محصولات صنعتی متنوع منجر به افزایش تقاضای انرژی می‌شود. با این حال، پس از عبور از یک آستانه خاص، افزایش تنوع صادراتی همراه با بهره‌گیری از راهکارهای مبتنی بر انرژی‌های پاک و استفاده از فناوری‌های کارآمد انرژی، تقاضای انرژی کاهش می‌یابد. بنابراین اثر تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی به صورت یک U معکوس می‌باشد. از سوی دیگر گروهی از مطالعات به این نتایج دست یافتند که افزایش تنوع صادراتی به دلیل جایگزینی محصولات کم مصرف انرژی به جای محصولات انرژی‌بر منجر به کاهش تقاضای انرژی می‌شود که با عبور از یک سطح آستانه مشخص و با شروع فعالیت بازارهای صنعتی نیمه سنگین و سنگین سبد صادراتی به سمت محصولات انرژی‌بر رفته و منجر به افزایش تقاضای انرژی می‌شود. به عبارت دیگر این مطالعات ادعا می‌کنند که رابطه بین متنوع سازی صادرات و تقاضای انرژی به شکل U است.

**ب) شدت انرژی و عوامل موثر بر آن**

مفهوم شدت انرژی، که به عنوان نسبت مصرف انرژی به تولید اقتصادی تعریف می‌شود (گوو و همکاران[۱]، ۲۰۲۰)، طیفی از جنبه‌های مربوط به امنیت انرژی، حفظ انرژی و هزینه‌های تولید را پوشش می‌دهد (آنگ[۲]، ۲۰۰۶) که سطح کارایی سیستم انرژی را منعکس می‌کنند. از این رو، تعیین عوامل موثر بر شدت انرژی به کشورها کمک می‌کند تا سیاست‌های انرژی پویا و جامعی اتخاذ کنند، سیستم‌های انرژی خود را توسعه داده و توسعه اقتصادی پایدار را تسهیل کنند.

پژوهش‌های پیشین هنوز به طور صریح همه عوامل تعیین‌کننده شدت انرژی را مطالعه نکرده‌اند، متغیرهایی مانند رشد اقتصادی (آنتونینتی و فونتینی[۳]، ۲۰۱۹؛ فانگ و

۱. Guo et al.
۲. Ang
۳. Antonietti & Fontini

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

همکاران[۱]، ۲۰۲۱؛ لوینسون[۲]، ۲۰۲۱)، قیمت انرژی، شهرنشینی، ارزش افزوده بخش صنعتی (آنتونینتی و فونتینی، ۲۰۱۹)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن تجاری و پیشرفت فناوری (کول، ۲۰۰۶؛ ژنگ و همکاران[۳]، ۲۰۱۱؛ آدوم و کواکوا[۴]، ۲۰۱۴؛ آدوم، ۲۰۱۵)، تقریباً در سراسر ادبیات مرتبط قبلی به عنوان عوامل تعیین‌کننده شدت انرژی مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

**۲-۲- پیشینه تجربی**

مطالعات کمی در مورد تعامل بین تقاضا یا شدت انرژی و تنوع صادرات انجام شده است. در این مقاله ابتدا به مطالعات خارجی و سپس به مطالعات داخلی از قدیم به جدید پرداخته شده‌است.

مطالعات متعددی رابطه میان تنوع صادرات و تقاضای انرژی را در چارچوب فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی[۵] (EKC) مورد بررسی قرار داده‌اند. در این راستا، گوزگور و جان (۲۰۱۶) این فرضیه را به‌ویژه در زمینه تنوع صادرات در ترکیه تحلیل کردند. نتایج این پژوهش شواهد تجربی را ارائه داده که نشان می‌دهد تنوع صادرات موجب افزایش انتشار کربن در اقتصاد ترکیه می‌گردد.

شهباز و همکاران (۲۰۱۹) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، تأثیر تنوع صادراتی با در نظر گرفتن نقش رانت منابع طبیعی، قیمت نفت و رشد اقتصادی را بر تقاضای انرژی در اقتصاد ایالات متحده طی بازه زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش تنوع صادراتی و قیمت نفت موجب کاهش تقاضای انرژی می‌شود، در حالی که رشد اقتصادی و رانت منابع طبیعی به افزایش تقاضای انرژی منجر می‌گردد.

بشیر و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از الگوی پانل دیتا و روش GMM به بررسی تأثیر تنوع صادرات بر شدت انرژی و انتشار کربن در ۲۹ کشور OECD پرداختند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که تنوع صادرات منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود

۱. Fang et al.
۲. Levinson
۳. Zheng et al.
٤. Adom & Kwakwa
٥. environmental Kuznets curve

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

و می‌تواند به عنوان ابزاری مؤثر در سیاست‌گذاری برای ارتقای توسعه پایدار زیست‌محیطی به کار گرفته شود.

شهزاد و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شاخص تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی در کشورهای نوظهور صنعتی (NIC) با استفاده از داده‌های پانلی در بازه زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۴ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که افزایش تنوع صادراتی به افزایش تقاضای انرژی منجر می‌شود. همچنین، یافته‌ها نشان‌دهنده این است که رشد اقتصادی، شهرنشینی و منابع طبیعی نیز به افزایش تقاضای انرژی کمک می‌کنند.

لی و هو[۱] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای تأثیر تنوع صادرات بر شدت انرژی، انرژی تجدیدپذیر و اتلاف انرژی را در نمونه‌ای متشکل از ۱۲۱ کشور بررسی کردند. شواهد حاکی از آن است که تنوع صادرات به افزایش شدت انرژی‌های تجدیدپذیر و کاهش اتلاف مصرف انرژی منجر می‌شود. همچنین، این مطالعه نشان می‌دهد که کشورهایی با مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه و صادرات متنوع، در زمینه جلوگیری از اتلاف انرژی موفق‌تر هستند. علاوه بر این، تجزیه و تحلیل ناهمگونی نشان می‌دهد که صادرات متنوع به کاهش انرژی‌های تجدیدپذیر، به‌ویژه در سطوح بالاتر توسعه فناوری یا اقتصادی، کمک می‌کند.

فاطیما و همکاران[۲] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به تحلیل تأثیر غیرخطی تنوع محصولات صادراتی بر تقاضای انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، به همراه سایر متغیرهای مرتبط مانند رشد اقتصادی و منابع طبیعی، در شش کشور عضو شورای همکاری خلیج فارس پرداختند. این تحقیق با استفاده از رویکرد پنل دیتا و در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ انجام شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش تنوع صادراتی منجر به افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر شده و رابطه‌ای به شکل U معکوس میان تنوع صادراتی و تقاضای هر دو نوع انرژی وجود دارد. همچنین، افزایش منابع طبیعی و رشد اقتصادی نیز به افزایش تقاضای انرژی کمک می‌کند.

اولاسهیند-ویلیامز و همکاران[۳] (۲۰۲۲) به تحلیل تأثیر تنوع محصول صادراتی بر تقاضای انرژی در ۳۰ کشور شمالی جهان در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تنوع صادرات باعث کاهش تقاضای کلی انرژی

۱. Lee and Ho
۲. Fatima et al.
۳. Olasehinde-Williams et al.

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

در این کشورها می‌شود و میزان تأثیر آن در طول زمان به تدریج افزایش یافته است. این مطالعه به این نتیجه می‌رسد که در صورت انجام تلاش‌های هدفمند برای هدایت تنوع محصول به سمت کالاهای با بهره‌وری انرژی بالا، تنوع محصول صادراتی می‌تواند به عنوان یک استراتژی مؤثر در مدیریت مصرف انرژی و کاهش آثار منفی زیست‌محیطی آن عمل نماید.

کن و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با بهره‌گیری از رویکرد داده‌های تابلویی به بررسی نقش ترکیب سبد صادراتی (براساس پیچیدگی اقتصادی) بر تقاضای انرژی در دو گروه از کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته (شامل ۲۱ کشور توسعه‌یافته و ۴۴ کشور در حال توسعه) طی بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۱ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد در کشورهای در حال توسعه، با افزایش پیچیدگی اقتصادی، تقاضای انرژی نیز افزایش می‌یابد و رابطه U شکل میان پیچیدگی اقتصادی و تقاضای انرژی برقرار است. همچنین در کشورهای توسعه‌یافته، افزایش پیچیدگی اقتصادی منجر به کاهش تقاضای انرژی می‌شود و رابطه U معکوس میان پیچیدگی اقتصادی و تقاضای انرژی وجود دارد.

مگزینو و همکاران[۱] (۲۰۲۲) به بررسی تأثیر تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی در ۲۰ کشور عضو اوپک (APEC) با استفاده از مدل شبکه‌های عصبی و داده‌های دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج نشان می‌دهند که بین تنوع صادرات و تقاضای انرژی رابطه مستقیم وجود دارد.

رحمان و همکاران[۲] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای، به بررسی رابطه بین تنوع صادرات و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، در چارچوب کشورهای بریکس[۳] از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ با استفاده از روش پانل مارکوف زنجیره مونت کارلو (MCMC) پرداختند. یافته‌ها نشان می‌دهد که در ابتدا، تنوع صادرات تأثیر منفی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر داشته و پس از دستیابی کشورها به مزیت نسبی در تنوع، این رابطه به یک همبستگی مثبت تبدیل می‌شود. علاوه بر این، یک ارتباط مثبت و معنادار بین تنوع صادرات و مصرف انرژی تجدیدناپذیر مشاهده شده‌است که پس از رسیدن به سطح مزیت نسبی، منفی می‌شود.

۱. Magazzino et al.
۲. Rehman et al.
۳. Brazil, Russia, India & China (BRICS)

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

عزیزی (۱۳۹۸) طی مطالعه‌ای برای اولین بار در اقتصاد ایران از یک مدل رگرسیون انتقال ملایم برای بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی در دوره زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۲ استفاده نموده است. نتایج برآورد مدل نشان‌دهنده وجود رابطه غیرخطی بین مصرف انرژی سرانه و متغیرهای درآمد سرانه، شاخص قیمت حقیقی انرژی و پیچیدگی اقتصادی است. علاوه بر این، پیچیدگی اقتصادی منجر به تشکیل یک ساختار دو رژیمی با حد آستانه در این رابطه شده است. در رژیم اول که شامل سطوح پایین پیچیدگی اقتصادی می‌شود، اثر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی مثبت بوده که می‌تواند به دلیل اثرات بازگشتی تکنولوژی بر مصرف انرژی باشد. اما در رژیم دوم که سطوح بالاتر پیچیدگی اقتصادی را در بر می‌گیرد، این رابطه منفی است، به این معنی که افزایش پیچیدگی اقتصادی می‌تواند به کاهش مصرف انرژی و صرفه‌جویی در آن کمک کند.

ضیاآبادی و قنبری (۱۴۰۰) در مطالعه خود با توجه به محدودیت‌های روش‌های رگرسیون کلاسیک، از روش فازی برای بررسی اثر شاخص تنوع صادراتی و توسعه مالی بر مصرف برق کسب و کارهای کشاورزی طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۴۹ استفاده نمودند. نتایج پژوهش نشان‌دهنده آن است که متغیر تولید بخش کشاورزی بیشترین تأثیر بر مصرف برق را در این بخش داشته است. همچنین متغیرهای شاخص تنوع صادراتی و توسعه مالی در کران بالا و پائین تأثیر مثبت و معنادار بر افزایش مصرف برق در بخش کشاورزی داشتند.

رییسی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای تأثیر غیرخطی تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی در کشورهای عضو اوپک را با استفاده از مدل‌های رگرسیونی بلندمدت حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، طی بازه زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۹ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان‌دهنده وجود یک رابطه غیرخطی U شکل میان تنوع صادراتی و تقاضای انرژی است. به‌طور خاص، با افزایش تنوع صادراتی، در ابتدا به‌دلیل جایگزینی محصولات کم‌مصرف به جای محصولات انرژی‌بر، تقاضای انرژی کاهش می‌یابد. اما پس از عبور از یک آستانه به دنبال افزایش بیشتر تنوع صادراتی، مزیت نسبی به نفع کالاهای انرژی‌بر در سبد صادراتی عمل می‌کند و در این شرایط به‌دلیل افزایش تولیدات صنایع نیمه‌سنگین و سنگین، تقاضای انرژی افزایش می‌یابد.

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

## ۳- روش‌شناسی تحقیق

### ۳-۱- الگوی تحقیق

با توجه به ادبیات موضوع بخصوص مطالعات شهزاد و همکاران (۲۰۲۱) و فاطیما و همکاران (۲۰۲۲)، در این مطالعه برای بررسی اثر تنوع صادرات بر شدت انرژی از الگوی رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$LnEI_t = \alpha_1 + \beta_2 LnEXD_t + \beta_3 LnGDP_t + \beta_4 LnUrb_t + \beta_5 LnInd_t + \beta_6 LnTr_t + u_t \quad (1)$$

که در آن:

LnEI: لگاریتم شدت انرژی می‌باشد که عبارت است از مجموع انرژی مصرفی برحسب کیلووات ساعت بر کل GDP به قیمت ثابت سال ۲۰۱۷ بر حسب دلار.

LnEXD: لگاریتم شاخص تنوع صادراتی است، در این مطالعه از شاخص تنوع صادراتی محاسبه شده توسط صندوق بین‌المللی پول (IMF) که به روش تایل[۱] (۱۹۷۲) محاسبه شده، استفاده شده است. در این روش ابتدا متغیرهای مجازی برای سه گروه محصول «سنتی»، «جدید» یا «غیرتجاری» تعریف می‌شود. محصولات سنتی کالاهایی هستند که از ابتدای دوره صادر شده‌اند و کالاهای غیر قابل تجاری کالاهایی هستند که در کل دوره دارای صادرات صفر بوده‌اند. برای هر کشور، محصولات طبقه‌بندی شده به عنوان «جدید» باید حداقل در دو سال قبل تجارت نشده و سپس در دو سال بعد صادر شده باشند. بنابراین، برای هر کشور مقادیر متغیر مجازی برای سنتی و غیر تجاری در تمام سال‌های نمونه ثابت می‌ماند و تنها مقادیر متغیر مجازی برای محصولات جدید ممکن است در طول زمان تغییر کند. شاخص کلی تایل مجموع مؤلفه‌های فشرده و گسترده است. شاخص گسترده Theil برای هر کشور/ سال به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$EXD = \sum k \frac{N_k}{N} \frac{\mu_k}{\mu} Ln \frac{\mu_k}{\mu} \quad (2)$$

۱. Theil

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

که در آن k نشان دهنده هر گروه (سنتی، جدید و غیرتجاری) است، $N_k$ تعداد کل محصولات صادر شده در هر گروه، N تعداد کل کالاهای سه گروه و $\mu_k$ میانگین نسبی صادرات در هر گروه در یک سال به میانگین صادرات کل در همان سال است.

LnGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۷،

LnUrb: لگاریتم نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت کشور،

LnInd: لگاریتم نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده کشور و

LnTr: لگاریتم نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP

اطلاعات آماری این متغیرهای از پایگاه داده بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول جمع‌آوری شده و دوره مورد بررسی مطالعه سال‌های ۱۹۶۵ تا ۲۰۲۲ (به علت فراهم بودن داده‌های تنوع صادرات برای این دوره) می‌باشد. برای تخمین اثر غیرخطی تنوع صادرات بر شدت انرژی از روش غیرخطی خودرگرسیون انتقال ملایم و نرم افزار Eviews نسخه ۱۳ استفاده می‌شود.

### ۳-۲- روش تحلیل

در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیرها تحت رژیم‌های متفاوت تغییر می‌کند. در یک دسته‌بندی کلی این مدل‌ها به مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و مدل‌های حد آستانه تقسیم‌بندی می‌شوند. الگوهای خود رگرسیون آستانه[۱] (TAR) نخستین بار توسط تانگ[۲] (۱۹۷۸)، تانگ و لیم[۳] (۱۹۸۰) و تانگ (۱۹۸۳) معرفی شد. در این الگو فرض بر این است که در وضعیت‌های مختلف (رژیم‌ها)، رابطه رگرسیونی خطی متفاوتی بین متغیرهای مورد نظر وجود دارد که مجموع این روابط یک رابطه کلی غیرخطی بین متغیرها را شکل می‌دهد. نقطه تغییر این رژیم‌ها را حد آستانه[۴] و متغیری که حد آستانه براساس مقادیر آن تعیین می‌شود را متغیر انتقال[۵] می‌نامند. براساس گفته تانگ (۱۹۹۰) وجود آستانه کمک می‌کند تا یک سیستم تصادفی پیچیده به مجموعه‌ای از سیستم‌های جزئی و ساده‌تر تجزیه شود.

۱. Threshold Autoregressive
۲. Tong
۳. Tong & Lim
٤. Threshold parameter
٥. Transition variable

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

اگر فرض شود که $Y_t$ با مقدار وقفه اول خود یعنی $y_{t-1}$ یک رابطه غیرخطی دارد که در دو رژیم (شرایط) مختلف رابطه آن‌ها از لحاظ شدت یا حتی جهت متفاوت باشد:

$$Y_t = \alpha_{11} + \alpha_{12}\ y_{t-1} + U_t \qquad \text{اگر } y_{t-1} > C \qquad (۳)$$
$$Y_t = \alpha_{21} + \alpha_{22}\ y_{t-1} + U_t \qquad \text{اگر } y_{t-1} < C$$

در این رابطه متغیر انتقال $y_{t-1}$ است و C مقدار آستانه‌ای است. این دو رابطه را می‌توان در یک رابطه تجمیع کرد:

$$Y_t = \alpha_{11} + \alpha_{12}\, y_{t-1} + I_t\left(\beta_1 + \beta_2\, y_{t-1}\right) + U_t \qquad (۴)$$
$$I_t = 0 \leftarrow \text{اگر } y_{t-1} > c$$
$$I_t = 1 \leftarrow \text{اگر } y_{t-1} < c$$

البته متغیر انتقال می‌تواند متغیری غیر از وقفه متغیر وابسته باشد. برای برخی از فرآیندها، ممکن است منطقی به نظر نرسد که آستانه یک نقطه باشد. معمولاً انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر به صورت تدریجی انجام می‌شود، بر همین اساس مدل‌های TAR را می‌توان به مدل‌های خودرگرسیون انتقال هموار (STAR) تعمیم داد. مدل خودرگرسیون انتقال ملایم (STAR) به پارامترهای خودرگرسیون اجازه می‌دهد تا به آرامی تغییر کنند.

مدل غیرخطی زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = \alpha_{11} + \alpha_{12}\, y_{t-1} + \theta_t\left(\beta_1 + \beta_2\, y_{t-1}\right) + U_t \qquad (۵)$$

اگر $\theta_t$ یک تابع پیوسته ملایم از متغیر انتقال $(y_{t-1})$، سطح آستانه $(C)$ و سرعت انتقال[۱] $(\gamma)$ باشد (رابطه ۶)، ضرایب رگرسیون به آرامی همراه با تغییر مقدار $y_{t-1}$ تغییر می‌کند.

$$\theta_t = f(\gamma, y_{t-1}, C) \qquad (۶)$$

۱. Transition Rate

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

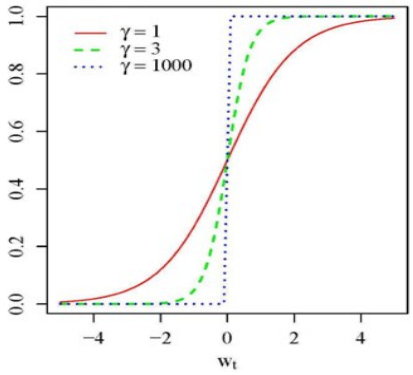
دو شکل تبعی بسیار مفید از $\theta_t$ وجود دارد که مدل‌های STAR لجستیک[۱] (LSTAR) و مدل‌های STAR نمایی[۲] (ESTAR) نام دارند. در مدل LSTAR دو رژیمی تنها یک سطح آستانه وجود دارد. در این مدل که به LSTAR۱ مشهور است تابع $\theta$ به شکل زیر تعیین می‌شود:

$$\theta_t = [1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - c))]^{-1} \quad (۷)$$

در حالت حدی، به عنوان مثال وقتی $\gamma \longleftarrow 0$ آنگاه $\theta \longleftarrow 1$ بوده و LSTAR به یک مدل خطی خودرگرسیون تبدیل می‌شود.

وقتی $\gamma \longleftarrow \infty$ دو حالت وجود خواهد داشت، اگر $Y_{t-1} > C \longleftarrow \theta_t = 1$ بوده و اگر $Y_{t-1} < C \longleftarrow \theta_t = 0$ می‌باشد، در نتیجه LSTAR به یک مدل TAR تبدیل می‌شود. برای مقدار متوسط $\gamma$، تابع $\theta$ به مقدار $Y_{t-1}$ بستگی دارد.

$$\theta_t = f(\gamma, Y_{t-1}, C)$$




**شکل ۱. تابع انتقال لجستیک با c = ۰**

منبع: منیجوک و همکاران[۳] (۲۰۲۱)

در مدل LSTAR۲ تعداد سطح آستانه دو بوده و تعداد رژیم سه است. تابع $\theta$ نیز به شکل زیر است:

$$\theta_t = [1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - c_1)(y_{t-1} - c_2))]^{-1} \quad (۸)$$

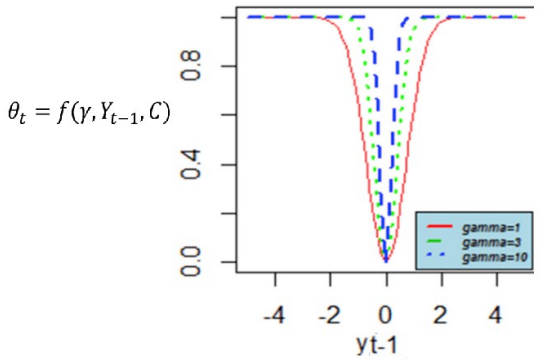
۱. Logistic Smooth Threshold AutoRegressive
۲. Exponential Smooth Threshold AutoRegressive
۳. Maneejuk et al.

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

در مدل ESTAR فرم تبعی θ به صورت زیر است:

$$\theta_t = ۱ - exp[-\gamma(y_{t-۱} - c)^۲] \quad (۹)$$

در این حالت، با نزدیک شدن γ به صفر یا بی نهایت، مدل تبدیل به یک مدل AR می‌شود، زیرا θ در این حالات ثابت است. شکل تابع $\theta$ در نمودار ۲ ارائه شده است.




**شکل ۲. تابع انتقال نمایی**

منبع: منیجوک و همکاران (۲۰۲۱)

قابل توجه است که در تمامی روابط فوق فرض بر این است که متغیر انتقال وقفه اول Y است، در صورتی که هر کدام از متغیرهای توضیحی و حتی روند زمانی می‌تواند متغیر انتقال باشد.

استفاده از مدل STAR شامل سه مرحله می‌باشد: تشخیص، برآورد و ارزیابی. در مرحله اول ابتدا ایستایی متغیرها با آزمون‌های ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌گیرد. ناایستایی متغیرها منجر به رگرسیون کاذب خواهد شد و در این صورت نمی‌توان تخمین درستی بدست آورد. در صورت شکست ساختاری در روند قطعی، آزمون‌های ریشه واحد مرسوم، مانند دیکی-فولر تعمیم داده شده (ADF) و کویتکوسکی-فیلیپس-اشمیت-شین[۱] (۱۹۹۲) (KPSS) قدرت خود را از دست می‌دهند و منجر به سوگیری می‌شوند. بنابراین بهتر است از آزمون‌های ریشه واحد با فرض شکست ساختاری مانند

۱. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin

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

روش پرون[۱] (۱۹۹۲) استفاده نمود. سپس برای مشخص کردن وقفه بهینه مدل خودرگرسیون خطی با استفاده از تمام داده‌ها معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز را با حداکثر طول وقفه مورد نظر محاسبه می‌کنیم. در ادامه باید آزمون غیرخطی بودن الگو را آزمون نمود. در مدل رگرسیون برای تابع $\theta_t$ بسط مرتبه سوم تیلور را در $\gamma=0$ یافته و در مدل جاگذاری می‌کنیم و به رگرسیون کمکی زیر می‌رسیم:

$$y_t = x_t'b_0 + (x_t's_t)b_1 + (x_t's_t^2)b_2 + (x_t's_t^3)b_3 + u_t \qquad (10)$$

که در آن x بردار متغیرهای توضیحی و s متغیر انتقال است. در صورتی که ضرایب $b_1$ و $b_2$ و $b_3$ به صورت همزمان برابر صفر باشد، خطی بودن رابطه را نمی توان رد کرد. اکنون باید متغیر انتقال را انتخاب کنیم. انتخاب متغیر انتقال ساده نیست، زیرا تئوری اقتصادی هیچ سرنخی در مورد اینکه کدام متغیر باید به عنوان متغیر انتقال انتخاب شود، نمی‌دهد. تراسویرتا[۲] (۱۹۹۴) استفاده از نتیجه آزمون فرضیه صفر خطی بودن هر یک از متغیرهای انتقال بالقوه را اینگونه پیشنهاد می‌کند:

- نامزدهای متغیر انتقال معمولاً متغیرهای توضیحی و روند زمانی هستند.
- اگر این آزمون برای بیش از یک متغیر رد شود، متغیری که قوی‌ترین رد خطی بودن را دارد (یعنی با کمترین مقدار پرآب) برای متغیر انتقال انتخاب می‌شود.

پس از اینکه فرض خطی بودن مدل رد شد و متغیر انتقال نیز انتخاب گردید، گام بعدی انتخاب نوع تابع انتقال می‌باشد. در مدل‌های STAR هیچ تئوری صریحی در زمینه انتخاب نوع تابع انتقال وجود ندارد. بنابراین انتخاب نوع تابع انتقال از میان دو تابع لجستیک و نمایی باید براساس داده‌ها و آزمون‌های آماری انجام شود. برای این منظور آزمون‌های زیر را برای معادله مورد نظر انجام می‌دهیم:

- $H_{0.4}$: $b_3=0$
- $H_{0.3}$: $b_2=0 \mid b_3=0$
- $H_{0.2}$: $b_1=0 \mid b_2=b_3=0$

۱. perron
۲. Teräsvirta

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

در صورت قوی‌تر بودن رد فرضیه $H_{0}$.۳ پیشنهاد می‌شود که از مدل LSTAR۲ یا ESTAR استفاده گردد (تراسویرتا، ۱۹۹۸). در عمل، معمولاً مدل LSTAR۲ را انتخاب می‌کنیم و بعد از تخمین، فرضیه $c_{1}=c_{2}$ را آزمایش می‌کنیم که اگر نتوان آن را رد کرد، بهتر است مدل LSTAR۲ را انتخاب کرد. در غیر این صورت ESTAR باید انتخاب شود. در صورتی که $H_{0}$.۴ یا $H_{0}$.۲ بطور قوی‌تری رد شود انتخاب مدل LSTAR۱ مناسب‌تر است.

## ۴- یافته ها

### ۴-۱- نتایج ایستایی متغیرها

پیش از برآورد مدل، برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب، باید ایستایی متغیرها بررسی شود. در این راستا، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته به کار گرفته می‌شود. در جدول (۱) نتایج آزمون ایستایی برای لگاریتم متغیرهای شدت انرژی (LnEl)، شاخص تنوع صادراتی (LnEXD)، تولید ناخالص داخلی سرانه (LnGDP)، شهرنشینی (LnUrb)، ارزش افزوده بخش صنعت به کل ارزش افزوده (LnInd)، تجارت بین المللی (LnTr) و تفاضل مرتبه اول آن‌ها ارائه شده است.

**جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته**

| نام متغیر | آماره آزمون برای سطح متغیرها | آماره آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها |
|---|---|---|
| LnEl | -۱,۷۶ | -۵,۴۱ |
| LnEXD | -۱,۳۲ | -۷,۱۲ |
| LnGDP | -۲,۲۶ | -۴,۳۸ |
| LnUrb | -۳,۰۲ | - |
| LnInd | -۱,۰۷ | -۶,۸۷ |
| LnTr | -۲,۷۶ | -۵,۲۹ |
| مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪: -۲,۹۱ | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

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

همانطور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، بجز متغیر شهرنشینی برای سایر متغیرها باتوجه به کوچکتر بودن قدر مطلق آماره آزمون از مقدار بحرانی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح متغیرها رد نشده و بنابراین در سطح ناایستا می‌باشند. به همین سبب آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرهای مذکور نیز انجام شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و بنابراین تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرهایی که در سطح مانا نبودند، ایستا است. باتوجه به این نتایج، برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و جلوگیری از رگرسیون کاذب، ضروری است که در انتهای برآورد مدل، آزمون ریشه واحد روی باقیمانده‌ها انجام شود. البته باید توجه نمود که در صورت وجود شکست ساختاری در یک سری زمانی، آزمون ریشه واحد دیکی فولر از دقت و اطمینان کافی برخوردار نخواهد بود. به همین دلیل، در این بخش ایستایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون ریشه واحد پرون که در آن به شکست‌های ساختاری سری زمانی نیز توجه شده و اثرات شکست از آزمون ریشه واحد پاک شده، بررسی شده است که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است که نشان می‌دهد متغیرها ناایستا هستند و ریشه‌واحد بودن آن‌ها به دلیل شکست ساختاری نیست.

**جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد پرون**

| نام متغیر | آماره آزمون برای سطح متغیرها |
|---|---|
| LnEl | -۴,۳۷ |
| LnEXD | -۴,۵۴ |
| LnGDP | -۵,۰۴ |
| LnUrb | -۵,۵۰ |
| LnInd | -۳,۳۳ |
| LnTr | -۳,۸۸ |
| مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪: ۵,۵۹- | |

منبع: یافته‌های پژوهش

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

**۴-۲- نتایج آزمون خطی بودن و انتخاب مدل بهینه**

با توجه به ادبیات موضوع که وجود یک رابطه غیرخطی از تنوع صادرات به شدت انرژی را پیش‌بینی نموده‌اند، اولین گام در تخمین الگوی تحقیق بررسی وجود رابطه غیرخطی است. در صورت تایید غیرخطی بودن ارتباط، تخمین الگو به روش خطی می‌تواند ضرایب و میزان اثرگذاری متغیرها را بر شدت انرژی نادرست ارزیابی نماید. برای انجام این آزمون، از تخمین رگرسیون کمکی با استفاده از بسط درجه سوم تیلور تابع انتقال بهره‌گیری می‌شود.

برای انجام این آزمون از الگوی مطالعه که در رابطه (۱) ارائه شده بود استفاده می‌شود. (البته وقفه اول متغیر شدت انرژی نیز به آن اضافه شده است). در خصوص دلیل وارد کردن وقفه‌ها در مدل می‌توان بیان کرد که مقادیر وقفه‌دار متغیرهای توضیحی یا متغیر وابسته نشان‌دهنده پویایی ساختار مدل است. در مدل مطالعه حاضر، وقفه شدت انرژی به دلیل اینکه مدل یک مدل STAR بوده و شامل بخش خودرگرسیون می‌شود که نیازمند تعیین وقفه بهینه می‌باشد وارد شده است. این وقفه بهینه بر اساس معیارهایی مانند معنی‌داری ضرایب، انطباق با نظریه‌های اقتصادی و معیار شواترز تعیین شده و در نهایت برابر با یک انتخاب شده است. مدل نهایی با لحاظ کردن وقفه شدت انرژی بصورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnEI_t = \alpha_1 + \beta_1 LnEI_t(-1) + \beta_2 LnEXD_t + \beta_3 LnGDP_t + \beta_4 Urb_t + \beta_5 LnInd_t + \beta_6 LnTr_t + u_t \quad (11)$$

همزمان با انجام آزمون خطی بودن، متغیر انتقال نیز باید تعیین شود. به همین منظور تراسویرتا (۱۹۹۴) آزمونی را ارائه نموده که در آن متغیر انتقال از بین متغیرهای توضیحی و متغیر روند انتخاب می‌شود. در روش تراسویرتا متغیر انتقال متغیری است که دارای بیشترین مقدار آماره آزمون در آزمون خطی بودن باشد. به عبارت دیگر ابتدا آزمون خطی بودن الگو برای متغیرهای بالقوه مختلف انجام می‌شود و متغیری انتخاب می‌گردد که مقدار آماره آزمون برای آن در بین سایر متغیرها بیشترین مقدار را داشته باشد.

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

در جدول (۳) علاوه بر متغیرهای درونزای موجود در مدل، وقفه اول شدت انرژی و متغیر روند به عنوان متغیرهای بالقوه که می‌توانند به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شوند آمده و آزمون غیرخطی بودن برای این متغیرها انجام شده است.

**جدول ۳. نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال**

| متغیر انتقال | آزمون خطی بودن و انتخاب متغیر انتقال | | آزمون انتخاب نوع مدل | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $H_{0.4}: b_3=0$ | | $H_{0.3}: b_2=0 \mid b_3=0$ | | $H_{0.2}: b_1=0 \mid b_2=b_3=0$ | | مدل پیشنهادی |
| | F | Prob. | F | Prob. | F | Prob. | F | Prob. | |
| LnEI(-1) | ۴,۳۰۵۹ | ۰,۰۰۰۲ | ۰,۹۹۵۶ | ۰,۴۴۵۰ | ۱,۵۱۰۶ | ۰,۲۰۱۰ | ۹,۸۹۶۲ | ۰,۰۰۰۰ | LSTAR۱ |
| LnEXD | ۲,۷۵۱۰ | ۰,۰۰۶۸ | ۲,۶۷۵۵ | ۰,۰۶۲۲ | ۱,۵۱۳۷ | ۰,۲۰۰۰ | ۳,۱۵۷۵ | ۰,۰۱۱۶ | LSTAR۱ |
| LnGDP | ۰,۹۲۳۴ | ۰,۵۰۷۲ | - | - | - | - | - | - | Linear |
| LnInd* | ۴,۳۶۱۱ | *۰,۰۰۰۱ | ۳,۷۳۰۸ | ۰,۰۱۲۷ | ۱,۷۵۳۰ | ۰,۱۳۵۳ | ۴,۷۴۶۴ | ۰,۰۰۰۸ | LSTAR۱ |
| LnUrb | ۱,۷۷۹۲ | ۰,۱۰۸۶ | - | - | - | - | - | - | Linear |
| LnTR | ۱,۳۰۲۱ | ۰,۷۶۲۳ | - | - | - | - | - | - | Linear |
| TREND | ۱,۲۶۳۷ | ۰,۲۷۶۲ | - | - | - | - | - | - | Linear |

منبع: یافته‌های پژوهش

ستون اول در جدول (۳) فهرست متغیرهایی است که امکان دارد به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شوند. در ستون دوم، مقدار F آزمون برای بررسی خطی بودن مدل ثبت شده است. براساس نتایج بدست آمده از آزمون این فرضیه خطی بودن الگو را برای متغیرهای لگاریتم شاخص تنوع صادراتی، شاخص صنعتی شدن و وقفه شدت انرژی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان رد کرد. این نتیجه حاکی از آن است که این سه متغیر می‌توانند باعث تغییر در ضرایب و میزان اثرگذاری متغیرها بر شدت انرژی شوند؛ اما از آنجا که سطح عدم اطمینان برای شاخص صنعتی شدن کوچکتر است، فرضیه خطی بودن در این مورد بطور قوی‌تری رد می‌شود و از این رو باید آن را به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفت؛ بنابراین تغییر در میزان شاخص صنعتی شدن سبب تغییر در میزان اثرگذاری متغیرها بر شدت انرژی می‌شود.

پس از مشخص شدن متغیر انتقال می‌توان فرم تابع انتقال را تعیین نمود. براساس آزمون انجام شده فرضیه $H_2$ بطور قوی‌تری نسبت به فرضیه $H_3$ رد می‌شود، در نتیجه فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال LSTAR۱ است که نشان دهنده وجود یک حد آستانه در تغییر رژیم در الگوست.

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

### ۴-۳- برآورد الگو

بر اساس آزمون‌های انجام شده در مراحل قبل، برای برآورد نهایی الگو، متغیر لگاریتم شاخص صنعتی شدن به عنوان متغیر انتقال انتخاب و تابع انتقال به فرم LSTAR۱ در نظر گرفته شده است. جدول (۴) نتایج برآورد الگو را نشان می‌دهد.

**جدول ۴. نتایج تخمین الگوی غیرخطی تأثیر تنوع صادراتی بر شدت انرژی**

| متغیر | ضریب | آماره t (ارزش احتمال) | متغیر | ضریب | آماره t (ارزش احتمال) |
|---|---|---|---|---|---|
| قسمت خطی | | | قسمت غیرخطی | | |
| Const | -۲,۰۰۳* | -۳,۳۵ (۰,۰۰۱) | Const | ۲,۶۱۲* | ۳,۸۹ (۰,۰۰۰) |
| LnEI(-۱) | ۰,۱۶۹ | ۰,۸۳ (۰,۴۱۰) | LnEI(-۱) | ۰,۳۲۰ | ۱,۴ (۰,۱۶۸) |
| LnEXD | -۰,۷۹۶** | -۲,۵۲ (۰,۰۱۵) | LnEXD | ۰,۸۳۲** | ۲,۵۱ (۰,۰۱۶) |
| LnGDP | -۰,۳۸۴* | -۳,۱۱ (۰,۰۰۳) | LnGDP | -۰,۲۱۱ | -۱,۱۲ (۰,۲۶۷) |
| LnInd | -۰,۲۵۵* | -۲,۷۲ (۰,۰۰۹) | LnInd | ۰,۳۷۱* | ۳,۵۱ (۰,۰۰۱) |
| LnUrb | ۲,۵۵۳* | ۴,۹۳ (۰,۰۰۰) | LnUrb | -۱,۷۵۰* | -۳,۱۶ (۰,۰۰۲) |
| LnTR | ۰,۰۶۰*** | ۱,۷۳ (۰,۰۹۱) | LnTR | ۰,۰۰۸ | ۰,۱۴ (۰,۸۸۹) |
| AIC= -۵,۴۷ | SC= -۴,۹۰ | HQ= -۵,۲۵ | Gamma | ۱۰۶,۷۴۹** | ۲,۶۵ (۰,۰۱۱) |
| $R^2$ = ۰,۹۹ | Adj $R^2$ = ۰,۹۹ | | C | ۱,۰۷۵* | ۱۵۲,۳۶ (۰,۰۰۰) |

منبع: نتایج پژوهش؛ *** ؛ ** ؛ * ؛ به ترتیب سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهد.

باتوجه به جدول فوق، به غیر از وقفه شدت انرژی در رژیم اول، و وقفه شدت انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه و تجارت در رژیم دوم، همه ضرایب متغیرها معنادار هستند. مطابق جدول (۴) پارامتر گاما که بیانگر سرعت انتقال ($\gamma$) از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل ۱۰۶,۷۴۹ و مقدار نهایی تخمین زده شده برای آستانه C برابر با ۱,۰۷۵[1] است. بنابراین، اگر شاخص صنعتی شدن از این مقدار بیشتر شود، رفتار متغیر

۱. در نتایج تخمین مدل اصلی، این عدد بصورت لگاریتم طبیعی محاسبه شده و بصورت ۱,۰۷۵ تخمین زده شده است که باید از آن آنتی لگاریتم گرفت.

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

به تطابق رژیم دوم خواهد بود و اگر کمتر از حد آستانه‌ای مشخص فوق باشد، در رژیم اول قرار خواهد گرفت. با توجه به اینکه ضرایب متغیرها به دنبال مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب تغییر می‌کنند و ثابت نمی‌مانند، نمی‌توان از مقادیر عددی ضرایب موجود در جدول (۴) به طور مستقیم استنباط عمل نمود و تنها به تحلیل علائم آن‌ها می‌پردازیم.

رژیم اول:

$$LnEI_t = -۲ + ۰.۱۶\ LnEI_{t-۱} - ۰.۷۹\ LnEXD_t - ۰.۳۸\ LnGDP_t + ۲.۵۵\ Urb_t - ۰.۲۵\ LnInd_t + ۰.۰۶\ LnTr_t + u_t$$

رژیم دوم:

$$LnEI_t = ۲.۶۱ + ۰.۳۲\ LnEI_{t-۱} + ۰.۸۳\ LnEXD_t - ۰.۲۱۱\ LnGDP_t - ۱.۷۵\ Urb_t + ۰.۳۷\ LnInd_t + ۰.۰۰۸\ LnTr_t + u_t$$

عرض از مبدا در رژیم اول دارای علامت منفی و در رژیم دوم دارای علامت مثبت بوده و در هر دو رژیم معنادار برآورد شده است. تأثیر متغیر وقفه شدت انرژی در هر دو رژیم بر شدت انرژی، بی معنی برآورده شده است. متغیر لگاریتم شاخص تنوع صادراتی در رژیم اول دارای علامت منفی بوده، یعنی تأثیر منفی بر شدت انرژی داشته و بعد از حد آستانه یعنی در رژیم دوم تأثیر مثبت بر شدت انرژی دارد، به عبارت دیگر شاخص تنوع صادراتی تأثیر نامتقارنی بر شدت انرژی خواهد داشت. این نتیجه نشان می‌دهد که در مراحل اولیه صنعتی شدن، افزایش تنوع صادرات همراه با کاهش شدت انرژی بوده است و بعد از گذشت اقتصاد از یک سطح صنعتی شدن معین، با افزایش تنوع صادراتی شدت انرژی نیز بالا رفته است. این موضوع می‌تواند به دلیل ورود محصولات صنعتی با انرژی بری بالاتر به سبد صادراتی در مراحل پیشرفته‌تر توسعه صنعتی باشد که با نتایج مطالعات رییسی و همکاران (۱۴۰۲) و نیز کن و همکاران (۲۰۲۲) درمورد کشورهای در حال توسعه همسو می‌باشد.

در رژیم اول متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار روی شدت انرژی بوده و در رژیم دوم این اثر منفی و بی معنی برآورد شده است، یعنی با پیشرفت توسعه صنعتی و اقتصادی، اثر کاهنده رشد اقتصادی بر شدت انرژی رفته رفته کمرنگ‌تر می‌شود. متغیر لگاریتم شهرنشینی در رژیم اول دارای علامت مثبت و

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

معنی‌دار و در رژیم دوم دارای علامت منفی و معنی‌دار برآورد شده است که این موضوع به چند دلیل رخ می‌دهد. در مراحل اولیه شهرنشینی، افزایش جمعیت شهری و تمرکز فعالیت‌های اقتصادی در شهرها منجر به افزایش بازدهی انرژی و کاهش شدت انرژی می‌شود. این به دلیل صرفه‌جویی ناشی از مقیاس و افزایش کارایی در بخش‌های صنعتی و خدماتی است. اما در مراحل پیشرفته‌تر شهرنشینی، پس از عبور از حد آستانه به دلیل صنعتی شدن جوامع، عواملی مانند افزایش تقاضا برای وسایل الکتریکی، بخش‌های مسکونی و ساخت و ساز، و همچنین توسعه شبکه حمل و نقل باعث افزایش شدت مصرف انرژی و کاهش بازدهی آن در شهرها می‌گردد.

علاوه بر این یافته‌های براورد الگو نشان می‌دهد در رژیم اول لگاریتم شاخص صنعتی شدن دارای تأثیر منفی و در رژیم دوم دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار روی شدت انرژی می‌باشد. به این دلیل که در مراحل اولیه صنعتی شدن، صنایع انرژی‌بر و سنتی نقش اصلی را در اقتصاد ایفا می‌کنند. این صنایع اغلب از فناوری‌های قدیمی و کم‌بازده انرژی استفاده می‌کنند. بنابراین، افزایش تولید در این صنایع به طور نسبی منجر به افزایش بیشتر مصرف انرژی و شدت انرژی می‌شود. اما با پیشرفت و تکامل فرآیند صنعتی شدن، صنایع مبتنی بر فناوری‌های پیشرفته‌تر و کارآمدتر انرژی جایگزین صنایع سنتی می‌شوند. به عبارت دیگر، ترکیب صنعتی اقتصاد متنوع‌تر می‌شود. در این مرحله، افزایش شاخص صنعتی شدن به دلیل رشد بخش‌های صنعتی مدرن و کم‌انرژی‌تر، تأثیر مثبت بر کاهش شدت انرژی دارد، زیرا بهره‌وری انرژی در این بخش‌های جدید به مراتب بالاتر است. در واقع، با افزایش درجه صنعتی شدن، سهم صنایع سنتی انرژی‌بر کاهش و سهم صنایع مدرن و کارآمد انرژی افزایش می‌یابد. بنابراین، تأثیر افزایش شاخص صنعتی شدن بر کاهش شدت انرژی مثبت می‌شود. پس در مسیر توسعه صنعتی، تأثیر شاخص صنعتی شدن بر شدت انرژی از منفی به مثبت تغییر می‌کند.

با توجه به دو حالت مطرح شده در بالا که به عنوان رژیم‌های حدی شناخته می‌شوند، رفتار متغیرها در واقع در میان این دو حالت حدی قرار دارد. به دلیل این موضوع، امکان تفسیر مستقیم مقادیر عددی ضرایب متغیرها در حالت‌های حدی وجود ندارد.

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

**۴-۴- آزمون‌های تشخیصی مدل**

آخرین مرحله از تخمین الگو مرحله ارزیابی الگو است. مرحله ارزیابی با بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین آغاز می‌گردد. اولین آزمون مورد بررسی آزمون عدم وجود همبستگی جملات اخلال است. این آزمون با لحاظ ۸ وقفه انجام گرفته است که ارزش احتمال آماره آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت به ترتیب برابر با ۰,۵۴، ۰,۴۵، ۰,۲۵، ۰,۵۸، ۰,۳، ۰,۳۷، ۰,۱۱ و ۰,۸۶ برآورد شده است که براساس آن نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی را رد کرد، بنابراین مدل با مشکل خودهمبستگی جملات اخلال مواجه نیست.

یکی از آزمون‌های مورد نیاز که باید بررسی شود، آزمون باقی‌نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل است. باتوجه به نتیجه بدست آمده از سطح اطمینان آزمون F (۰,۳۶) فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده رد نمی‌شود. در نتیجه مدل توانسته به شکل مطلوبی رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

علاوه بر آزمون‌های اصلی در مدل STAR می‌توان از آزمون‌های ARCH-LM و Jarque-Bera به ترتیب برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس و نرمال نبودن باقیمانده‌ها استفاده کرد. براساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌ی F، ۰,۸۹ برآورد شده است. براساس ارزش احتمال این آماره فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (ARCH) در سطح معنی‌داری قابل قبولی قابل رد کردن نمی‌باشد. همچنین ارزش احتمال آماره $\chi^2$ آزمون Jarque-Bera، ۰,۹ برآورد شده است که براساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسب رد نمی‌شود و از این رو می‌توان گفت باقیمانده‌های مدل دارای توزیع نرمال است. باتوجه به نتایج آزمون مانایی برای پسماندهای مدل نشان دهنده رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است و رگرسیون ما کاذب نیست. بطور خلاصه مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

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

**جدول ۵. نتایج آزمون مانایی پسماندها**

| ADF | |
|---|---|
| بدون روند | با روند |
| (۰,۰۰۰) -۷,۵۱ | (۰,۰۰۰) -۷,۳۸ |

منبع: یافته‌های پژوهش حاصل از نرم‌افزار eviews ، مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال را نشان می‌دهند.

## ۵- نتیجه‌گیری

در ایران شدت انرژی همواره سیر صعودی داشته است (مرادی و همکاران، ۱۴۰۱). همین امر موجب شده تا در سال‌های اخیر توجه به اهمیت مصرف بهینه انرژی افزایش چشمگیری داشته باشد (فدایی و ویسی، ۱۴۰۰). این مطالعه با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۹۶۵ تا ۲۰۲۲، تأثیر تنوع صادراتی بر شدت مصرف انرژی را با استفاده از یک الگوی غیرخطی STAR بررسی کرده است. یافته‌های این تحقیق وجود یک رابطه غیرخطی در شدت مصرف انرژی را تأیید می‌نماید. آنالیزهای انجام شده نشان می‌دهد که متغیر شاخص صنعتی شدن می‌تواند نقش مهمی در تغییر ضرایب مدل شدت انرژی ایفا نماید. بدین ترتیب که در مراحل اولیه صنعتی شدن، افزایش تنوع صادراتی منجر به کاهش شدت انرژی شده و بعد از گذشت اقتصاد از سطح معینی از صنعتی شدن، با افزایش تنوع صادراتی، به علت ورود محصولات صنعتی با انرژی بری بالاتر به سبد صادراتی، شدت انرژی نیز بالا رفته است. لذا برای کنترل آثار منفی تنوع صادراتی بر شدت انرژی لازم است سیاست‌ها و الزاماتی سختگیرانه از سوی دولتمردان برای بکار بستن نوآوری‌های صنعتی کاهنده شدت انرژی گرفته شود. بر همین اساس پس از رسیدن به سطح معینی از توسعه صنعتی، سیاست‌ها باید به سمت افزایش بهره‌وری انرژی و کاهش انرژی‌بری محصولات صنعتی سوق یابد. همچنین ارتقای فناوری‌های سبز و پاک در صنایع انرژی‌بر باید در اولویت سیاست‌گذاری قرار گیرد. از طرف دیگر سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه برای توسعه محصولات صنعتی کم‌انرژی‌بر باید تشویق شود و سیاست‌های تجاری و بازاریابی برای توسعه صادرات محصولات کم‌انرژی‌بر نیز باید تقویت شود. علاوه بر آن مدیریت تقاضای انرژی و اصلاح الگوی مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی باید در اولویت قرار گرفته و به

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

توسعه و اشاعه فناوری‌های کارآمد انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی توجه لازم نمود و سیاست‌های مالی و مالیاتی باید به گونه‌ای طراحی شود که انگیزه‌های لازم برای افزایش بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف ایجاد شود. در مجموع، ترکیب این اقدامات می‌تواند به مدیریت مناسب شدت مصرف انرژی در طول فرایند صنعتی‌شدن کمک کند.

همچنین ملاحظه شد که شهرنشینی بر شدت انرژی اثر منفی و معنی داری دارد. برای جلوگیری از افزایش شدت انرژی ناشی از افزایش شهرنشینی، دولت می‌تواند اقدامات متنوعی را انجام دهد که یکی از آن‌ها ترویج و تشویق استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در شهرها است. از جمله اقدامات دیگر می‌توان به ایجاد مشوق‌های مالی مانند معافیت‌های مالیاتی، یارانه‌ها و وام‌های کم‌بهره برای تشویق شهروندان و بخش خصوصی به نصب سامانه‌های انرژی تجدیدپذیر مانند پنل‌های خورشیدی در ساختمان‌ها، بهبود کارایی مصرف انرژی در ساختمان‌های شهری، اجرای برنامه‌های آموزشی و فرهنگ‌سازی در زمینه مدیریت مصرف انرژی در شهرها، و نیز ایجاد اشتغال و امکانات رفاهی برای روستاییان جهت جلوگیری از مهاجرت آنها به شهر اشاره کرد. اجرای مجموعه این سیاست‌ها به طور همزمان و هماهنگ می‌تواند نقش بسزایی در مدیریت افزایش شدت انرژی ناشی از افزایش شهرنشینی ایفا کند.

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

# Threshold Effect of Industrialization on the Relationship Between Export Diversity and Energy Intensity in Iran

**Elmira Azizi Norouzabadi**
**Master's student in economics at Tabriz University,**
**(elmira.azizi۲۰۰۰@gmail.com)**
**Mohammadreza Salmani Bishek,[۱] Associate Economic Professor, at Tabriz University**

**Received: ۲۰۲۴/۰۷/۰۱ Accepted: ۲۰۲۴/۱۱/۱۱**

## Abstract

This study examines the impact of energy price changes on energy intensity in mineral products using a dynamic computable general equilibrium (DCGE) model. By parameterizing the model, it simulates two scenarios (۱. Five percent price shock to natural, gas and ۲. Five percent price shock to oil) until the time horizon of ۲۰۵۰. The analysis was conducted for three groups of regions and countries: (۱) Iran, (۲) major trading partners, and (۳) other regions. The results of the DCGE model simulations for Iran in the first scenario suggest a continuous improvement in energy efficiency, with energy intensity remaining negative overall. The second scenario depicts a temporary increase in energy intensity for Iran, followed by a gradual decrease, indicating an increase in energy consumption in the mineral products sector in the near future. Major trading partners and other regions show a more significant reduction in energy intensity under the second scenario with a faster decline rate, reflecting higher expectations for energy efficiency improvements. Based on the obtained results, it can be stated that Iran is becoming more energy-efficient in producing mineral products, which may be driven by various factors such as technological advancements, improvements in production processes, and other ongoing developments.

Corresponding Author [۱]

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

**JEL Classification:** F۱۳, F۱۴, Q۴۱.

**Keywords:** export diversity, energy intensity, mild transition model, industrialization, urbanization.

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

## منابع


- رئیسی، پرستو، سالم و طاهرپور. (۱۴۰۱). تحلیل بلندمدت اثر غیرخطی تنوع صادراتی بر تقاضای انرژی کشورهای عضو اوپک. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۱۷-۵۷(۳)،۴۳۹.
- عزیزی، زهرا (۱۳۹۸). اثر آستانه‌ای پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی در ایران با استفاده از یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم. فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۸(۳۲)، ۱۲۷-۱۰۳.
- ضیاآبادی, قنبری، سلیمه و ناصری. (۱۴۰۱). کاربرد روش تحلیل سلسله مراتبی فازی برای رتبه بندی عوامل موثر بر کارآفرینی کشاورزی. سیستم‌های فازی و کاربردها. ۵(۱)،۲۱۱-۲۹۹.
- فدائی، مهدی، و ویسی، شهلا (۱۴۰۰). شدت انرژی، ساختار مالکیت و تمرکز صنعتی در صنایع کارخانه‌ای ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۷ (۶۹) :۱۹۷-۲۲۲.
- مرادی، فیض اله، عاقلی، لطفعلی، و عصاری آرانی، عباس (۱۴۰۱). تأثیر نااطمینانی در سیاست‌های اقتصادی بر شدت انرژی در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۸ (۷۲) :۲۷-۵۸
- Adom, P.K & Kwakwa, P.A. (۲۰۱۴). Effects of changing trade structure and technical characteristics of the manufacturing sector on energy intensity in Ghana. Renewable and Sustainable Energy Reviews. ۳۵(C), ۴۷۵–۴۸۳.
- Adom, P. K. (۲۰۱۵). Asymmetric impacts of the determinants of energy intensity in Nigeria. Energy Economics, ۴۹(C), ۵۷۰–۵۸۰.
- Antonietti, R., & Fontini, F. (۲۰۱۹). Does energy price affect energy efficiency? Cross-country panel evidence. Energy Policy, ۱۲۹, ۸۹۶–۹۰۶.
- Apergis N, Can M, Gozgor G, Lau CKM (۲۰۱۸) Effects of export concentration on CO ۲ emissions in developed countries: an empirical analysis. Environ Sci Pollut Res ۲۵(۱۴):۱۴۱۰۶–۱۴۱۱۶.


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

- Alkhateeb TTY, Mahmood H (۲۰۱۹) Energy consumption and trade openness nexus in Egypt: Asymmetry analysis. Energies ۱۲(۱۰):۲۰–۴۰.
- Ang, B. W. (۲۰۰۶). Monitoring changes in economy-wide energy efficiency: From energy-GDP ratio to composite efficiency index. Energy Policy, ۳۴, ۵۷۴–۵۸۲.
- Bashir MA, Sheng B, Doğan B, Sarwar S, Shahzad U (۲۰۲۰) Export product diversification and energy efficiency: empirical evidence from OECD countries. Struct Chang Econ Dyn ۵۵:۲۳۲–۲۴۳.
- Cadot O, Carrère C, Strauss-Kahn V (۲۰۱۳) Trade diversification, income and growth: what do we know? J Econ Surv ۲۷(۴):۷۹۰–۸۱۲.
- Can, M. Brusselaers, J., & Mercan, M. (۲۰۲۲). The Effect of Export Composition on Energy Demand: A Fresh Evidence in the Context of Economic Complexity. Review of Development Economics, ۲۶, ۶۸۷ ۷۰۳.
- Cole MA (۲۰۰۶). Does trade liberalization increase national energy use? Econ Lett ۹۲(۱):۱۰۸–۱۱۲
- Cole, M. A. (۲۰۰۶). Does trade liberalization increase national energy use? Economic Letters, ۹۲(۱), ۱۰۸–۱۲۰.
- Coskuner C, Paskeh MK, Olasehinde-Williams G, Akadiri SS (۲۰۲۰) Economic and social determinants of carbon emissions: evidence from organization of petroleum exporting countries. J Public Aff ۲۰(۳):e۲۰۹۲.
- Fang, J., Gozgor, G., Mahalik, M. K., Padhan, H., & Xu, R. (۲۰۲۱). The impact of economic complexity on energy demand in OECD countries. Environmental Science Pollution Research, ۲۸, ۳۳۷۷۱–۳۳۷۸۰.
- Fatima, T., Mentel, G., Doğan, B., Hashim, Z., & Shahzad, U. (۲۰۲۲). Investigating the Role of Export Product Diversification for Renewable, and Non-Renewable Energy Consumption in GCC (Gulf Cooperation Council) Countries: Does the Kuznets Hypothesis Exist? Environment, Development and Sustainability, ۲۴(۶), ۸۳۹۷–۸۴۱۷.

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

- Gozgor G, Can M (۲۰۱۶) Effects of the product diversification of exports on income at different stages of economic development. Eurasian Bus Rev ۶:۲۱۵–۲۳۵.
- Guo, H., Tan, J., Liao, S., & Liang, Z. (۲۰۲۰). Exploring the spatial aggregation and determinants of energy intensity in Guangdong province of China. Journal of Cleaner Production.
- Heil MT, Selden TM (۲۰۰۱) International trade intensity and carbon emissions: a cross-country econometric analysis. J Environ Dev ۱۰:۳۵–۴۹.
- Hossain MS (۲۰۱۱) Panel estimation for CO۲ emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. Energy Policy ۳۹(۱۱):۶۹۹۱–۶۹۹۹.
- Koengkan M (۲۰۱۸). The positive impact of trade openness on consumption of energy: fresh evidence from Andean community countries. Energy ۱۵۸:۹۳۶–۹۴۳.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., and Shin, Y., (۱۹۹۲). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? Journal of Econometrics, ۵۴, ۱۵۹-۱۷۸.
- Lee CC, Yuan Z, Ho S (۲۰۲۲). How does export diversification affect income inequality? International evidence. Struct Chang Econ Dyn.
- Levinson, A. (۲۰۲۱). Energy intensity: Deindustrialization, composition, prices, and policies in U.S. states. Resource and Energy Economics, ۶۵, ۱۰۱۲۴۳.
- Magazzino, C., Mele, M. Schneider, N., & Shahzad, U. (۲۰۲۲). Does Export Product Diversification Spur Energy Demand in the APEC Region? Application of a New Neural Networks Experiment and a Decision Tree Model, Energy and Buildings, ۲۵۸, ۲۵۸(۷),۱۱۱۸۲۰.
- Majidi, A. F., Gowdini, S., & Moradiafshar, P. A. (۲۰۱۷). Energy exports, globalization and economic growth: Evidence from OPEC countries.

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

- Maneejuk, P., Yamaka, W., & Sriboonchitta, S. (۲۰۲۱). Does the Kuznets curve exist in Thailand? A two decades' perspective (۱۹۹۳–۲۰۱۵). Annals of Operations Research, ۳۰۰(۲), ۵۴۵-۵۷۶.
- Olasehinde-Williams, G., Lee, C. C., & Folorunsho, A. (۲۰۲۳). What does export diversification do for energy demand? Evidence from the Global North. Environmental Science and Pollution Research, ۳۰(۱), ۵۴۷-۵۵۶.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (۱۹۹۲), Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, Journal of Business and Economic Statistics, ۱۰(۳): ۳۰۱–۳۲۰.
- Roy, J., & Yasar, M. (۲۰۱۵). Energy efficiency and exporting: Evidence from firm-level data. Energy Economics, ۵۲, ۱۲۷-۱۳۵.
- Rehman, F. U., Noman, A. A., Islam, M., Wu, Y., & Metwally, A. S. M. (۲۰۲۳). Export diversification and disaggregate energy consumption in BRICS economies: Does environmental degradation matter? Energy & Environment, ۰۹۵۸۳۰۵X۲۳۱۲۱۰۹۹۲.
- Sadorsky P (۲۰۱۱) Trade and energy consumption in the Middle East. Energy Econ ۳۳(۵):۷۳۹–۷۴۹.
- Shahbaz M, Gozgor G, Hammoudeh S (۲۰۱۹) Human capital and export diversification as new determinants of energy demand in the United States. Energy Econ ۷۸:۳۳۵–۳۴۹.
- Shahbaz M, Hye QMA, Tiwari AK, Leitão NC (۲۰۱۳) Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO ۲ emissions in Indonesia. Renew Sustain Energy Rev ۲۵:۱۰۹–۱۲۱.
- Shahzad U, Doğan B, Sinha A, Fareed Z (۲۰۲۱). Does export product diversification help to reduce energy demand: exploring the contextual evidences from the newly industrialized countries. Energy ۲۱۴:۱۱۸۸۸۱.
- Terasvirta, T. & Anderson, H. M. (۱۹۹۲), Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models, Journal of Applied Econometrics, ۷(۱): ۱۱۹-.۶۳۱.

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

- Teräsvirta, T. (۱۹۹۴). “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, Journal of American Statistical Association, Vol. ۸۹, ۲۰۸-۲۱۸.
- Theil, H. (۱۹۷۲), "Statistical Decomposition Analysis", North Holland.
- Tong, H., and K. S. Lim. (۱۹۸۰), "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data." Journal of the Royal Statistical Society B ۴۲:۲۴۵-۲۹۲.
- Tong, H. (۱۹۸۳)."On a Threshold Model." In Pattern Recognition and Signal Processing, by C. H. Chen. Amsterdam: Sijhoff and Noordhoff, ۱۹۷۸. Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis.
- Tong, H. (۱۹۹۰), Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach. Oxford, U.K.: Oxford University Press.
- Zheng, Y.M, Qi, J.H, & Chen, X.L. (۲۰۱۱). The effect of increasing exports on industrial energy intensity in China. Energy Policy, ۳۹(۵), ۲۶۸۸–۲۶۹۸.
- Zhang, W., Xu, S., He, Z., Sharp, B., & Zhao, B. (۲۰۱۹). Impacts of u.s. carbon tariffs on china’s foreign trade and social welfare. Sustainability, ۱۱(۱۹), ۵۲۷۸.

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