

رابطه غیرخطی بین درآمد و شدت انرژی در کشورهای منتخب منا (MENA) با در نظر گرفتن نقش توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد

مهدی تقوی^۱

عباس شاکری^۲

تیمور محمدی^۳

علی اکبر صادقی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۰/۲۰

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۱۲/۱۸

چکیده

این مقاله با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانل (PSTR) به بررسی تأثیر درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته است. نتایج آزمون خطی بودن، قویاً بر تبعیت رابطه متغیرهای مورد مطالعه از یک الگوی غیرخطی تأکید می‌کند. الگوی بهینه غیرخطی انتخاب شده نیز شامل یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای بوده که بیانگر یک مدل دو رژیم است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل ۱۹/۹۹ بوده و مکان وقوع تغییر رژیم در سطح درآمد سرانه ۹۲۵۴/۸ دلار اتفاق خواهد افتاد. همچنین نتایج ضرایب تخمینی نشان می‌دهد، درآمد سرانه در رژیم اول باعث افزایش شدت انرژی و در رژیم دوم منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود که بیانگر تأیید فرضیه زیست محیطی کوزنتس است. علاوه بر این، توسعه مالی در رژیم اول به صورت ناچیز و قابل اغماضی باعث کاهش شدت انرژی و در رژیم دوم، افزایش شدت انرژی را در پی دارد. درجه باز بودن اقتصاد در هر دو رژیم نیز باعث افزایش شدت انرژی می‌شود که میزان تأثیرگذاری آن در رژیم دوم بسیار بیشتر است.

واژگان کلیدی: شدت انرژی، درآمد، توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد، مدل PSTR

طبقه‌بندی JEL: C23, C33, G20, Q53

m.taghavi@atu.ac.ir

۱- استاد بازنشسته دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، گروه اقتصاد نظری

shakeri@atu.ac.ir

۲- استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، گروه اقتصاد نظری

mohammadi@atu.ac.ir

۳- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، گروه اقتصاد نظری

sadeqiaa@gmail.com

۴- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی - نویسنده مسئول

۱- مقدمه

بدون شک انرژی نقش اساسی در حیات اقتصادی و اجتماعی جوامع بشری ایفا می‌کند به نحوی که امروزه بحث انرژی به عنوان استراتژی سیاست‌های کلان اقتصادی در بسیاری از کشورها، یکی از شاخص‌های توسعه محسوب می‌شود. در این راستا، اگر چه افزایش سرانه مصرف انرژی به عنوان یک شاخص توسعه اقتصادی مطرح است، اما افزایش آن لزوماً به معنای افزایش رفاه نبوده و برای ایجاد یک توسعه پایدار باید توأم با کاهش شدت مصرف انرژی باشد (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۸). همچنین اتمام‌پذیر بودن منابع انرژی فسیلی به عنوان مهم‌ترین منبع تأمین‌کننده انرژی جهان و افزایش آلودگی محیط‌زیست به دلیل رشد شتابان مصرف منابع انرژی فسیلی به عنوان مهم‌ترین دغدغه‌های جامعه جهانی مطرح هستند که یک راه‌حل برای مرتفع کردن این چالش‌ها، توجه به بحث بهینه‌سازی مصرف انرژی و افزایش کارایی آن است (حیدری و همکاران، ۲۰۱۳)^۱. بنابراین به نظر می‌رسد که لزوم کاهش شدت انرژی در راستای دستیابی به توسعه پایدار و فائق آمدن بر مشکلات پیرامون اقتصاد انرژی و محیط‌زیست، یک واقعیت انکارناپذیر است.

همسو با رابطه میان درآمد سرانه و کیفیت محیط‌زیست، رابطه میان درآمد سرانه و شدت انرژی نیز در چارچوب نظری فرضیه زیست محیطی کوزنتس مورد بحث قرار می‌گیرد. به این ترتیب که انتظار می‌رود در سطوح ابتدایی توسعه اقتصادی، افزایش درآمد سرانه توأم با افزایش شدت انرژی باشد و پس از عبور از یک سطح درآمد سرانه آستانه‌ای، افزایش درآمد منجر به کاهش شدت انرژی شود. به عبارت دیگر، می‌توان رابطه میان درآمد سرانه و شدت انرژی را به صورت یک رابطه U وارونه در نظر گرفت (الیوت و همکاران، ۲۰۱۳)^۲.

پس از شوک نفتی دهه ۱۹۷۰، مباحث پیرامون ادبیات موضوع اقتصاد انرژی به شکل گسترده‌ای شکل گرفته است. اگر چه حجم وسیع مطالعات انجام شده از حیث روش‌های مختلف اقتصادسنجی و متغیرهای لحاظ شده در قالب مدل‌های چند متغیره^۳ یک

1- Heidari *et al.*2- Elliott *et al.*

3- Multivariate

سیر تکاملی را پیموده‌اند، اما رابطه میان شدت انرژی و رشد اقتصادی و سایر عوامل مؤثر بر شدت انرژی چندان مورد توجه قرار نگرفته است (برای مطالعه بیشتر ادبیات موضوع اقتصاد انرژی رجوع کنید به مهر آرا^۱، ۲۰۰۷؛ از ترک^۲، ۲۰۱۰؛ پاین^۳، ۲۰۱۰ و هالی چوغلو^۴، ۲۰۱۱). بنابراین با توجه به اینکه از یک طرف کاهش شدت انرژی یک بحث حیاتی و ضروری برای جامعه جهانی قلمداد می‌شود و از طرف دیگر، تاکنون در مطالعات تجربی انجام شده این مساله در محک آزمون تجربی قرار نگرفته است از این رو، مطالعه حاضر با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم پانل به مدلسازی غیرخطی تأثیر درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی در ۱۰ کشور منتخب منطقه منا (MENA)^۵ شامل ایران، عربستان، مصر، الجزایر، بحرین، اردن، مراکش، عمان، سوریه و تونس طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ می‌پردازد.

انتخاب کشورهای منطقه منا، متأثر از این واقعیت است که میزان شدت انرژی (میزان انرژی مورد استفاده به ازای سطح مشخصی از تولید ناخالص داخلی) در این منطقه بسیار بالاتر از میانگین جهانی و سایر مناطق جهان است. این امر بر سطح پایین کارایی مصرف انرژی در این گروه کشورها دلالت می‌کند به نحوی که برای یک میلیون دلار ارزش افزوده در جهان به طور متوسط ۱۲۰/۷ تن معادل نفت خام انرژی بکار رفته است در حالی که برای خاورمیانه و آفریقا این رقم به ترتیب برابر با ۱۹۸/۰۸ و ۱۸۷/۹۵ تن معادل نفت خام است (IEA)^۶. بنابراین، در محک آزمون تجربی قرار دادن عوامل مؤثر بر شدت انرژی در کشورهای منطقه منا می‌تواند نتایج حائز اهمیتی داشته باشد.

ویژگی‌های برجسته مطالعه حاضر از دو جنبه کلی قابل بحث است؛ اول، در مطالعات تجربی پیشین بررسی تأثیر همزمان درآمد، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی مغفول مانده است. دوم، برای مدلسازی رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد

1- Mehrara

2- Ozturk

3- Payne

4- Halicioglu

5- Middle East and North Africa

6- International Energy Agency (IEA)

مطالعه از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانل (PSTR)^۱ که توسط فوک و همکاران^۲ (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران^۳ (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین^۴ (۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده شده، استفاده خواهد شد.

مدل *PSTR* به عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیمی برای بررسی داده‌های تابلویی ناهمگن بسیار مناسب است به نحوی که ضرایب رگرسیونی برای واحدهای مقطعی و در طول زمان تغییر می‌یابند. به این ترتیب که رابطه غیرخطی متغیرها با استفاده از تابع انتقال و مشاهدات متغیر آستانه‌ای به شیوه‌ای پیوسته مدلسازی خواهد شد. در ادامه این مقاله و در بخش دوم، ادبیات موضوع بررسی خواهد شد. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه خواهد شد و در بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

با توجه به ماهیت موضوع مورد مطالعه، یعنی رابطه میان شدت انرژی و درآمد سرانه، می‌توان از چارچوب نظری زیست محیطی کوزنتس اقتباس کرد. فرضیه زیست محیطی کوزنتس بر وجود یک رابطه U وارونه میان درآمد و آلودگی محیط‌زیست تأکید می‌کند که برای اولین بار توسط گروسمن و کروگر^۵ (۱۹۹۱) ارائه شد. به این ترتیب که در سطوح اولیه توسعه اقتصادی و توأم با افزایش رشد اقتصادی و درآمد سرانه، آلودگی محیط‌زیست افزایش می‌یابد و پس از رسیدن به یک سطح آستانه‌ای از درآمد سرانه، توأم با افزایش درآمد سرانه میزان آلودگی محیط‌زیست کاهش خواهد یافت.

بعضی از مطالعات تجربی در بررسی رابطه میان درآمد سرانه و مصرف انرژی نیز رابطه‌ای مشابه با منحنی زیست محیطی کوزنتس را استخراج کردند. به عنوان مثال، نوگین

1- Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

2- Fok *et al.*

3- Gonzalez *et al.*

4- Colletaz and Hurlin

5- Grossman and Krueger

ون^۱ (۲۰۱۰) رابطه میان سرانه مصرف انرژی و درآمد سرانه را با استفاده از تحلیل نیمه پارامتریک برای مجموعه‌ای از داده‌های تابلویی مورد آزمون تجربی قرار داد. نتایج مطالعات وی، وجود یک رابطه U وارونه میان درآمد سرانه و مصرف سرانه انرژی را نشان داد؛ به این صورت که با افزایش درآمد، میزان مصرف انرژی افزایش خواهد یافت و در کشورهای با درآمد بالا میزان مصرف انرژی در یک سطح معینی ثابت می‌ماند.

دستایس و همکاران (۲۰۰۹)^۲ نیز با استفاده از مدل اقتصادسنجی *PSTR* برای ۴۴ کشور مورد مطالعه به این نتیجه دست یافتند که میان کشش تقاضای انرژی و درآمد سرانه، یک رابطه U وارونه وجود دارد.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱) رابطه مصرف انرژی و درآمد را با استفاده از مدل *PSTR* و به منظور آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ۱۳ کشور عضو اوپک طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعات آنها بر وجود فرضیه زیست محیطی کوزنتس در این گروه کشورها دلالت می‌کند؛ به این ترتیب که ابتدا با افزایش درآمد سرانه، کشش مصرف سرانه انرژی افزایش می‌یابد و در مراحل بعدی و با افزایش بیشتر درآمد و گذار از حد آستانه‌ای، این کشش درآمدی کاهش می‌یابد.

همانطور که بیان شد، تحت فرضیه زیست محیطی کوزنتس در مراحل اولیه توسعه اقتصادی و همگام با افزایش درآمد سرانه، کیفیت محیط‌زیست تنزل پیدا می‌کند و پس از رسیدن به سطح معینی از درآمد سرانه تحت عنوان نقطه بازگشت، با افزایش سطح درآمد سرانه، کیفیت محیط‌زیست بهبود خواهد یافت.

از چارچوب نظری منحنی زیست محیطی کوزنتس می‌توان برای بررسی رابطه شدت مصرف فرآورده‌های نفتی و سطح درآمد سرانه اقتباس کرد؛ به این ترتیب که در سطوح اولیه توسعه اقتصادی و توأم با افزایش رشد اقتصادی و درآمد سرانه، شدت مصرف انرژی افزایش می‌یابد و پس از رسیدن به یک سطح آستانه‌ای از درآمد سرانه، توأم با افزایش درآمد سرانه میزان شدت انرژی کاهش و یا به عبارت دیگر، کارایی مصرف

1- Nguyen-Van

2- Destais *et al.*

انرژی بهبود خواهد یافت. بنابراین می‌توان عنوان کرد که رابطه میان شدت مصرف انرژی و سطح درآمد سرانه به صورت منحنی زنگوله‌ای شکل یا U وارونه است و دلیل این امر متأثر از این واقعیت است که در سطوح اولیه رشد اقتصادی، دغدغه جامعه و سیاستگذاران به سمت افزایش رشد اقتصادی و بهبود سطح درآمد سرانه با فشار به نهاده‌های تولید و به ویژه منابع طبیعی است.

بالتبع در سطوح اولیه توسعه، میزان دسترسی و قابلیت استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد بسیار کمتر از جوامع توسعه یافته است که این امر منجر به افزایش شدت مصرف انرژی به عنوان یک نهاده تولید می‌شود. با این وجود، پس از رسیدن به یک سطح معقولی از توسعه، تمامی تلاش‌ها و توجه‌ها به سمت استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد با در نظر گرفتن ملاحظات زیست محیطی و توسعه پایدار است. بنابراین، انتظار می‌رود که در سطوح بالای توسعه اقتصادی، همگام با افزایش سطح درآمد سرانه میزان شدت مصرف انرژی نیز کاهش یابد که این نتیجه منطبق با فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس است. با توجه به این مساله که تاکنون در ادبیات موضوع اقتصاد انرژی، عوامل مؤثر بر شدت انرژی در محک آزمون تجربی قرار نگرفته است، از این رو تلاش می‌شود تا دیدگاه‌ها و مطالعات تجربی در ارتباط با موضوع مورد مطالعه به اختصار بررسی شوند.

کارنفیل^۱ (۲۰۰۸) با بیان این مساله که رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی فقط در چارچوب یک مدل دو متغیره قابل بیان نیست، اضافه کردن متغیرهای دیگری مانند شاخص‌های مختلف توسعه مالی را به تحلیل رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی پیشنهاد کرده است. در این راستا، گروهی از محققان معتقدند که توسعه مالی منجر به افزایش مصرف انرژی می‌شود. این محققان (فرانکل و رومر^۲، ۱۹۹۹؛ سادورسکی^۳، ۲۰۱۰؛ اسلام و همکاران^۴، ۲۰۱۱) سه دلیل عمده را برای نظرات خود بیان داشته‌اند؛ اول، توسعه بازارهای مالی به بنگاه‌های اقتصادی کمک می‌کند تا با هزینه کمتر و کانال‌های بیشتر برای

1- Karanfil

2- Frankel and Romer

3- Sadorsky

4- Islam et al.

تأمین مالی مواجه باشند و همچنین با توزیع مدیریت ریسک به بنگاه‌ها کمک می‌کند تا با سهولت و اطمینان خاطر بیشتری به نصب تجهیزات و ماشین‌آلات در پروژه‌های جدید به سرمایه‌گذاری مبادرت ورزند که این امر نیز به افزایش مصرف انرژی منجر خواهد شد. دوم، توسعه مالی ممکن است به جذب سرمایه‌گذاری خارجی به منظور افزایش رشد اقتصادی منجر شود که این امر نیز توأم با افزایش مصرف انرژی خواهد بود. سوم، واسطه‌گری‌های مالی موفق و کارآمد با دادن وام به مصرف‌کنندگان، آنها را قادر به خرید اقلام گرانبه‌تر مانند تجهیزات منزل و اتومبیل می‌سازد که این امر به طور مستقیم بر افزایش مصرف انرژی تأثیرگذار است.

در طرف مقابل، تامازیان و همکاران^۱ (۲۰۰۹) و کلایسنس و فیجن^۲ (۲۰۰۷) اظهار می‌دارند که توسعه مالی ممکن است به افزایش کارایی مصرف انرژی و بهبود عملکرد بنگاه‌ها منجر شود. در واقع سیستم مالی کارآمد می‌تواند به ابداع و نوآوری در بهبود تکنولوژی‌های تولید کمک کند.

تأثیر حجم تجارت خارجی بر مصرف انرژی نیز متأثر از این واقعیت است که واردات و صادرات هر کشور شامل چه طیفی از کالاها می‌شود؛ در صورتی که صادرات از گروه کالاهای انرژی‌بر، صنایع سنگین و مخرب زیست محیطی باشد، میزان صادرات منجر به افزایش شدت انرژی خواهد شد. همچنین در شرایطی که واردات در راستای واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی‌های کارآمد و شیوه‌های نوین تولید باشد، می‌تواند به بهبود کارایی مصرف انرژی و کاهش انتشار دی‌اکسید کربن در کشور واردکننده منجر شود (ازترک و آکاراچی^۳، ۲۰۱۲).

در یک جمع‌بندی در رابطه با نحوه ارتباط متغیرهای توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد و درآمد با مصرف انرژی، نظریات و دیدگاه‌های متفاوت و گاه متضادی وجود دارد.

1- Tamazian *et al.*

2- Claessens and Feijen

3- Ozturk and Acaravci

البته ساختار اقتصادی و شرایط هر کشور باعث می‌شود تا نحوه تعامل میان این متغیرها برای هر کشور متفاوت باشد که این امر ضرورت بررسی تجربی این موضوع را می‌طلبد.

در خصوص مطالعات تجربی انجام شده به استثنای چند مورد محدود، اغلب مطالعات انجام شده در حوزه اقتصاد انرژی مبتنی بر داده‌های سری زمانی و تابلویی از چند ضعف عمده در تکنیک‌های اقتصادسنجی بکار گرفته شده رنج می‌برند؛ اول، در مطالعات مبتنی بر داده‌های سری زمانی برای اکثر کشورها از داده‌های سالیانه با حجم نمونه محدود ۲۰ تا ۳۰ داده استفاده شده است. از آنجایی که قدرت آزمون‌های ریشه واحد مانند دیکی فولر تعمیم یافته^۱ و سایر آزمون‌های مورد استفاده مانند آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن^۲ در حجم نمونه محدود کاهش می‌یابد، نتایج حاصل از این آزمون‌ها قابل اتکاء نیست (نارایان و اسمیت^۳، ۲۰۰۹). دوم، مساله ناهمگنی^۴ در مطالعات مبتنی بر داده‌های تابلویی بسیار مشهود است. در اغلب مطالعات با استفاده از روش‌های اثرات ثابت یا تصادفی این مشکل را مرتفع کرده‌اند. با این حال همچنان به نظر می‌رسد مشکل ناهمگنی وجود دارد، چراکه ارائه یک پارامتر ثابت برای تمامی کشورها و یا حتی یک پارامتر برای کل دوره زمانی یک کشور چندان معقول و منطقی نیست، زیرا نه تنها ویژگی ساختار تولید و اقتصاد کشورها ممکن است بسیار متفاوت باشد، بلکه یک متغیر ممکن است در طول زمان رفتار یکسانی نداشته باشد که این مساله نیز متأثر از اتفاقات و چالش‌های متعدد و اجتناب‌ناپذیری است که طی زمان برای یک کشور و متغیرهای اقتصادی آن رخ می‌دهد (آسلانیدیس^۵، ۲۰۰۹).

مطالعات بررسی شده مربوط به تأثیر درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر مصرف انرژی هستند و تاکنون اثر این عوامل بر شدت انرژی بررسی نشده است که در مطالعه حاضر با بکارگیری تکنیک اقتصادسنجی *PSSTR* به این مهم پرداخته خواهد شد.

1- Augmented Dickey-Fuller

2- Johansen

3- Narayan and Smyth

4- Heterogeneity

5- Aslanidis

۳- روش شناسی

۳-۱- مدل *PSTR*

مدل *PSTR* که توسط فوک و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده شده به عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیم^۱ از ویژگی‌های قابل توجهی برخوردار است به طوری که این مدل از انعطاف‌پذیری بالایی برخوردار است و نه تنها شکل تابعی خاص و محدودکننده را بر رابطه میان متغیرها تحمیل نمی‌کند، بلکه رابطه غیرخطی محتمل میان متغیرها را با استفاده از تابع انتقال و بر مبنای مشاهدات متغیر آستانه‌ای به شیوه‌های پیوسته مدلسازی می‌کند. همچنین این مدل به ضرایب تخمینی اجازه می‌دهد تا برای کشورهای مختلف و در طول زمان تغییر یابند که این ویژگی راه‌حل مناسبی برای فائق آمدن بر مشکل ناهمگنی در پارامترهای تخمینی است.

برای بررسی نحوه تأثیر گذاری درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی در چارچوب مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانل، یک مدل *PSTR* با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای به صورت معادله (۱) تصریح خواهد شد:

$$\begin{aligned} \ln eint_{it} = & \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + f_0 \ln OPEN_{it} \\ & + [\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + f_1 \ln OPEN_{it}] G(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

که در آن $t = 1, \dots, T$ و $i = 1, \dots, N$ بیانگر مقاطع و طول دوره زمانی داده‌های پانل است. $\ln eint$ ، $\ln Y$ ، $\ln FD$ و $\ln OPEN$ بیانگر شدت انرژی، درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد هستند، μ_i بیانگر اثرات ثابت مقاطع و ε_{it} جمله خطا است که $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ و *i.i.d* فرض می‌شوند. تابع انتقال $G(q_{it}; \gamma, c)$ یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقادیر متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شوند. به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) تابع انتقال به صورت معادله (۲) تصریح می‌شود:

$$G(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)) \right]^{-1} \quad (2)$$

در تابع انتقال لاجستیک فوق (معادله (۲))، γ پارامتر شیب که سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد، q_{it} متغیر انتقال و $c = (c_1, \dots, c_m)$ نیز یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. از آنجایی که تابع انتقال به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای ($m=1, m=2$) است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک مورد بحث قرار می‌گیرد. با فرض $m=1$ ، یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد، به این ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بینهایت، در صورتی که $q_{it} > c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک ($G=1$) دارد و در صورتی که $q_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر ($G=0$) دارد. با فرض $m=2$ ، در صورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بینهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی مواجه خواهیم شد که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. به این معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال، تابع انتقال مقدار عددی یک ($G=1$) و در غیر این صورت مقدار عددی صفر ($G=0$) دارد.

در صورت میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر، مدل *PSTR* به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد.

با توجه به مطالب عنوان شده، در مدل *PSTR* ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به صورت پیوسته میان دو حالت حدی $G=1$ و $G=0$ تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی به صورت معادله (۳) مطرح می‌شوند:

$$\ln \text{int}_{it} = \begin{cases} \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + \phi_0 \ln OPEN_{it} + \varepsilon_{it} & G=0 \\ \mu_i + (\alpha_0 + \alpha_1) \ln Y_{it} + (\beta_0 + \beta_1) \ln FD_{it} + (\phi_0 + \phi_1) \ln OPEN_{it} + \varepsilon_{it} & G=1 \end{cases} \quad (3)$$

همانطور که مطرح شده بود، یکی از ویژگی‌های برجسته مدل *PSTR*، برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی متفاوت برای مقاطع و در طول زمان است که این ویژگی مشکل ناهمگنی متعارف در داده‌های تابلویی را به صورت کامل حل می‌کند. برای این منظور، کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) برای محاسبه کشش‌های هر مقطع در طول زمان دو حالت را معرفی کرده است. در حالت اول متغیر انتقال (q_{it}) متفاوت از متغیرهای توضیحی است که از طریق معادله (۴) محاسبه می‌شود:

$$e_{it} = \frac{\partial \ln e_{it}}{\partial \ln Y_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 G(q_{it}; \gamma, c) \quad (4)$$

در حالت دوم متغیر انتقال (q_{it}) به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی در مدل لحاظ می‌شود که در مطالعه حاضر از این حالت استفاده شده و به صورت رابطه (۵) است:

$$e_{it} = \frac{\partial \ln e_{it}}{\partial \ln Y_{it}} = \alpha_0 + \alpha_1 G(q_{it}; \gamma, c) + [\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it}] \frac{\partial G(q_{it}; \gamma, c)}{\partial \ln Y_{it}} \quad (5)$$

۳-۲- مراحل تصریح الگوی *PSTR*

به پیروی از فوک و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) برای تصریح یک الگوی *PSTR* ابتدا باید آزمون خطی بودن در مقابل وجود الگوی *PSTR* انجام شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها باید تعداد توابع انتقال مورد نیاز برای تصریح کامل رفتار غیر خطی میان متغیرها انجام شود.

آزمون غیر خطی بودن در مدل *PSTR* می‌تواند با آزمون فرضیه $H_0: \gamma = 0$ و یا $H_0: \alpha_1 = \beta_1 = 0$ انجام شود، اما با توجه به اینکه مدل *PSTR* تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای نامعین است، آماره‌های آزمون دو فرضیه مطرح شده غیراستاندارد هستند، از این رو جایگزینی تابع انتقال با تقریب سری تیلور^۱ حول $\gamma = 0$ و در نتیجه آزمون یک فرضیه

1- The Taylor Series Approximation

معادل در رگرسیون کمکی^۱ به عنوان راه‌حل ممکن برای فائق آمدن بر این مشکل مطرح است (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵). سری تیلور برای یک مدل $PSTR$ با تعداد n حد آستانه‌ای به صورت معادله (۶) است:

$$\begin{aligned} \ln eint_{it} = & \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + \phi_0 \ln OPEN_{it} \\ & + \theta_0 (\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it}) \\ & + \theta_1 q_{it} (\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it}) + \dots \\ & + \theta_n q_{it}^n (\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

بر اساس تقریب سری تیلور در معادله (۵)، آزمون خطی بودن به وسیله آزمون فرضیه $H_0: \theta_1 = \dots = \theta_n = 0$ در مقابل فرضیه $H_1: \theta_1 \neq \dots \neq \theta_n \neq 0$ انجام می‌شود. برای این منظور کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_w)^۲، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F)^۳ و نسبت درست‌نمایی (LR)^۴ را برای آزمون این فرضیه پیشنهاد کرده است.

در صورتی که رابطه غیرخطی میان متغیرها مورد تأیید قرار بگیرد، در ادامه باید نبود رابطه غیرخطی باقیمانده برای تعیین تعداد توابع انتقال لازم در تصریح مدل $PSTR$ مورد آزمون قرار گیرد. در این آزمون، فرضیه وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه ضرورت وجود حداقل دو تابع انتقال برای تصریح الگوی $PSTR$ آزمون می‌شود. فرآیند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که در این حالت تابع انتقال دوم به صورت تقریب سری تیلور تصریح می‌شود (معادله (۷)):

$$\begin{aligned} \ln eint_{it} = & \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + \phi_0 \ln OPEN_{it} \\ & + (\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it}) G(q_{it}; \gamma, c) \\ & + \theta_0 (\alpha_2 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln FD_{it} + \phi_2 \ln OPEN_{it}) + \dots \\ & + \theta_n q_{it}^n (\alpha_2 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln FD_{it} + \phi_2 \ln OPEN_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

-
- 1- Auxiliary Regression
 - 2- Wald Lagrange Multiplier
 - 3- Fisher Lagrange Multiplier
 - 4- Likelihood Ratio

آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه $(H_0: \theta_1 = \dots = \theta_n = 0)$ در مقابل فرضیه $(H_1: \theta_1 \neq \dots \neq \theta_n \neq 0)$ انجام می‌شود. اگر فرضیه صفر این آزمون مورد پذیرش قرار نگیرد، حداقل دو تابع انتقال برای تصریح الگوی *PSTR* مورد نیاز است، از این رو در ادامه باید فرضیه مبنی بر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال مورد آزمون واقع شود. این فرآیند تا زمانی ادامه می‌یابد که فرضیه صفر مورد پذیرش قرار گیرد.

۴- داده‌ها و یافته‌های تحقیق

۴-۱- داده‌ها

در راستای دستیابی به اهداف تحقیق از متغیرهای شدت انرژی، درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد برای ۱۰ کشور منتخب منطقه منا (شامل ایران، عربستان، مصر، الجزایر، بحرین، اردن، مراکش، عمان، سوریه و تونس) طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ استفاده شده است. شدت انرژی نشان می‌دهد به ازای هزار دلار تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵)، چند کیلوگرم (معادل نفت خام) انرژی مصرف می‌شود. درآمد سرانه بر اساس دلار به (قیمت ثابت سال ۲۰۰۵) مورد استفاده قرار می‌گیرد. اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی و نسبت مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخصی برای درجه باز بودن اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است. ضمن اینکه تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در فرآیند آزمون تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اطلاعات آماری مربوط به تمامی این متغیرها از شاخص‌های توسعه جهانی، بانک جهانی استخراج شده است.

به منظور ایجاد یک شناخت کلی از وضعیت متغیرهای مورد مطالعه در کشورهای منا در جدول (۱) بعضی از آماره‌های توصیفی ارائه شده است. براساس این جدول، میانگین شدت انرژی ۲۰۹/۳۱ است، به این معنی که برای تولید هزار دلار تولید ناخالص داخلی در

کشورهای منطقه منالازم است تا به طور متوسط ۲۰۹/۳۱ کیلوگرم معادل نفت خام انرژی مصرف شود. متوسط سطح درآمد سرانه کشورهای مورد مطالعه نیز ۵۲۱۸/۱۷ دلار (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵) است. متوسط اعتبار اعطایی به بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی نیز ۳۶/۷۳ درصد است. متوسط نسبت حجم تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی نیز رقم قابل توجه ۸۱/۸۵ درصد است. همچنین سایر آماره‌ها نظیر کمینه و بیشینه متناظر با هر یک از متغیرها در جدول (۱) گزارش شده است. در نهایت فرضیه صفر آماره جارک- برا^۱ مبنی بر پیروی متغیرها از یک توزیع نرمال در تمامی موارد رد شده است.

جدول (۱)- آماره‌های توصیفی کشورهای منتخب منا (۱۹۸۰-۲۰۱۱)

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	(احتمال) آماره جارک- برا
<i>eint</i>	۲۰۹/۳۱	۱۷۷/۵۵	۵۹۰/۳۰	۷۲/۱۹	۹۰/۴۰ (۰/۰۰۰)
<i>Y</i>	۵۲۱۸/۱۷	۲۳۳۶/۶	۲۱۴۳۲/۲۹	۶۴۷/۲۵	۷۰/۶۱ (۰/۰۰۰)
<i>FD</i>	۳۶/۷۳	۳۳/۵۹	۷۷/۹۱	۳/۹۱	۶۶/۱۷ (۰/۰۰۰)
<i>OPEN</i>	۸۱/۸۵	۷۱/۰۸	۲۵۱/۱۴	۱۳/۷۷	۱۵۶/۵۷ (۰/۰۰۰)

۴-۲- مانایی و هم‌انباشتگی

پیش از پرداختن به برآورد الگوی *PSTR*، به منظور حصول اطمینان از عدم ایجاد نتایج رگرسیونی کاذب به بررسی ویژگی مانایی متغیرها پرداخته خواهد شد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو^۲ (۲۰۰۲) استفاده شده که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است. براساس این جدول، شدت انرژی در سطح مانا است و سایر متغیرها دارای ریشه واحد هستند که پس از یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

از آنجایی که متغیرهای درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد دارای ریشه واحد بوده و انباشته از درجه یک هستند، باید نسبت به وجود رابطه هم‌انباشتگی میان

1- Jarque - Bera

2- Levin et al.

متغیرهای مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. از این رو به پیروی از مطالعه ابراهیمی و آل‌مراد (۱۳۹۱) و شهبازی و سعیدپور (۱۳۹۲) از آزمون هم‌انباشتگی کائو^۱ (۱۹۹۹) در مواجهه با حضور چند متغیر نامانا در مدل استفاده خواهد شد که در آزمون هم‌انباشتگی کائو، مانایی پسماندهای حاصل از مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین پسماندهای مدل *PSSTR* استخراج و آزمون شده‌اند که نتایج آن با آماره $-۴/۸۵$ بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه در سطح اطمینان یک درصد دلالت می‌کند. در نتیجه با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها، نگرانی در خصوص ایجاد نتایج رگرسیونی کاذب وجود نخواهد داشت.

جدول (۲) - نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (۲۰۰۲)

متغیرها	سطح متغیرها			
	مدل با عرض از مبدأ		مدل با عرض از مبدأ و روند	
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
<i>lneint</i>	-۳/۰۵	۰/۰۰۱	-۴/۳	۰/۰۰
<i>lnY</i>	۰/۹۲	۰/۸۲	-۰/۴۷	۰/۳۲
<i>lnFD</i>	-۱/۰۵	۰/۱۴	-۱/۰۸	۰/۸۶
<i>lnOPEN</i>	-۰/۳۰	۰/۳۸	-۰/۸۰	۰/۲۱
$\Delta lneint$	-۱۴/۰۳	۰/۰۰۰	-۱۳/۳۲	۰/۰۰۰
ΔlnY	-۱۰/۷۱	۰/۰۰۰	-۱۰/۷۸	۰/۰۰۰
$\Delta lnFD$	-۱۰/۱۴	۰/۰۰۰	-۸/۱۲	۰/۰۰۰
$\Delta lnOPEN$	-۱۳/۱۱	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۴	۰/۰۰۰

۴-۳- تعیین الگوی *PSSTR* بهینه

همانطور که در بخش روش‌شناسی مورد اشاره قرار گرفت، پیش از تخمین مدل *PSSTR* باید نسبت به وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. برای این منظور وجود رابطه خطی در مقابل وجود الگوی *PSSTR* در محک آزمون تجربی قرار

گرفته است که نتایج آن در جدول (۳) گزارش شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، آماره‌های هر سه آزمون خطی بودن قویاً بر وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه دلالت می‌کنند. پس از حصول اطمینان از تبعیت رابطه میان متغیرها از یک الگوی $PSTR$ ، باید تعداد توابع انتقال بهینه جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی متغیرها تعیین شوند که نتایج آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده در جدول (۳) نشان می‌دهد که تنها لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت تصریح کامل رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه کفایت می‌کند.

با توجه به چارچوب نظری فرضیه زیست محیطی کوزنتس، سطح درآمد سرانه به عنوان متغیر انتقال در فرآیند برآورد مدل $PSTR$ انتخاب شده است. در واقع انتظار بر این است که همگام با افزایش سطح درآمد سرانه، میزان تأثیرگذاری متغیرها بر شدت مصرف انرژی دستخوش تغییر شود.

جدول (۳) - آزمون خطی بودن و نبود رابطه غیرخطی باقیمانده

	$m = 1$			$m = 2$		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
$H_0 : r = 0 \text{ vs } H_1 : r = 1$	۴۵/۸۸ (۰/۰۰۰)	۱۷/۲۰ (۰/۰۰۰)	۴۹/۶۶ (۰/۰۰۰)	۷۳/۲۳ (۰/۰۰۰)	۱۷/۱۵ (۰/۰۰۰)	۸۳/۵۹ (۰/۰۰۰)
$H_0 : r = 1 \text{ vs } H_1 : r = 2$	۲/۰۳ (۰/۵۷)	۰/۶۳ (۰/۵۹)	۲/۰۴ (۰/۵۷)	۲/۱۵ (۰/۵۴)	۰/۷۱ (۰/۶۱)	۲/۰۸ (۰/۵۶)

m : تعداد مکان‌های آستانه‌ای k : تعداد توابع انتقال

* مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.

پس از کسب اطمینان از کفایت لحاظ کردن یک تابع انتقال برای تصریح رابطه غیرخطی میان متغیرها، در مرحله بعدی باید تعداد مکان‌های بهینه وقوع تغییر رژیم نیز تعیین شوند. برای این منظور به پیروی از جود^۱ (۲۰۱۰) دو مدل $PSTR$ با یک تابع انتقال برای $m = 2, 1$

برآورد شده‌اند و مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز^۱ و معیار آکائیک^۲ مرتبط با هر یک از آنها در جدول (۴) گزارش شده است. بر اساس هر سه معیار گزارش شده، مدل *PSTR* با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی تأثیر درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی ارجحیت دارد و انتخاب می‌شود.

جدول (۴) - انتخاب تعداد مکان‌های وقوع تغییر رژیم

	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
$m = 1$	-۳/۹۱	-۳/۸۱	۵/۸۵۳
$m = 2$	-۳/۸۷	-۳/۷۸	۶/۱۴۷

۴-۴- برآورد مدل *PSTR* بهینه

پس از انتخاب مدل *PSTR* با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، مدل مورد اشاره برای بررسی تأثیر درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی در کشورهای منطقه مناسبتاً برآورد شده است. نتایج حاصل از تخمین این مدل در جدول شماره (۵) گزارش شده است. بر اساس این جدول، پارامتر شیب معادل ۱۹/۹۹ برآورد شده که بیانگر سرعت تعدیل یا انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است. پارامتر حد آستانه‌ای یا به عبارتی مکان وقوع تغییر رژیم نیز در سطح درآمد سرانه ۹۲۵۴/۸ دلار برآورد شده است. بنابراین رفتار متغیرها در صورتی که سطوح درآمد سرانه کمتر از ۹۲۵۴/۸ دلار باشد در رژیم اول قرار می‌گیرد و در صورتی که سطوح درآمد سرانه بیشتر از این حد آستانه‌ای باشد، رفتار متغیرها منطبق با رژیم دوم خواهد بود.

یادآور می‌شود، از آنجایی که مقدار پارامتر شیب برآورد شده نسبتاً بزرگ است، سرعت تعدیل رفتارها از رژیم حدی اول به رژیم حدی دوم تقریباً شدید است.

با توجه به مباحث مطرح شده در بخش روش‌شناسی، ضرایب برآورد شده در بخش خطی بیانگر رژیم حدی اول است و مجموع ضرایب بخش خطی و غیرخطی بیانگر رژیم

1- Schwarz Criterion

2- AIC Criterion

حدی دوم است. بنابراین، درآمد سرانه در رژیم اول که معادل با سطوح درآمدی کمتر از ۹۲۵۴/۸ دلار است با ضریب ۰/۱۳ باعث افزایش شدت انرژی می‌شود که با عبور از سطح آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم با ضریب ۰/۰۵- منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود. همچنین در رژیم حدی اول، یک درصد افزایش در درآمد سرانه منجر به افزایش ۰/۱۳ درصدی و در رژیم حدی دوم منجر به کاهش ۰/۰۵- درصدی شدت انرژی می‌شود. توسعه مالی در رژیم اول با ضریب ناچیز ۰/۰۰۶- منجر به کاهش، اما در رژیم دوم با ضریب ۰/۳۷ منجر به افزایش شدت انرژی می‌شود، به این معنی که افزایش یک درصدی در توسعه مالی در رژیم اول منجر به کاهش ۰/۰۰۶- درصدی و در رژیم دوم منجر به افزایش ۰/۳۷ درصدی شدت انرژی می‌شود. بنابراین، اگرچه توسعه مالی در رژیم حدی اول به صورت ناچیزی باعث کاهش شدت انرژی می‌شود، اما با عبور از سطح آستانه‌ای ۹۲۵۴/۸ دلار و ورود به رژیم دوم منجر به افزایش شدت انرژی خواهد شد.

به نظر می‌رسد در کشورهای منطقه منا، توسعه مالی بیش از آنکه در بکارگیری تکنولوژی‌های نوین و کارآمد مؤثر باشد، بیشتر در راستای تولید توأم با افزایش شدید تقاضای انرژی تأثیرگذار است.

در نهایت درجه باز بودن اقتصاد در رژیم اول باعث افزایش شدت انرژی می‌شود و با عبور از حد آستانه‌ای در رژیم دوم با شدت بیشتری منجر به افزایش شدت انرژی می‌شود به نحوی که یک درصد افزایش در درجه باز بودن اقتصاد در رژیم اول منجر به افزایش ۰/۱۴ درصدی شدت انرژی می‌شود و افزایش یک درصدی درجه باز بودن اقتصاد در رژیم دوم منجر به افزایش ۰/۴۵ درصدی شدت انرژی می‌شود. بنابراین، می‌توان عنوان کرد که حجم تجارت خارجی کشورهای منطقه منا به نفع کاهش شدت انرژی و استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد در تولید نیست.

بر اساس نتایج حاصل شده می‌توان بیان داشت که فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای رابطه میان شدت انرژی و درآمد سرانه در کشورهای منطقه منا تأیید می‌شود، البته

سطح آستانه‌ای برای تغییر رفتار مبنی بر وجود رابطه U وارونه در سطح نسبتاً بالا و قابل توجه ۹۲۵۴/۸ دلار است.

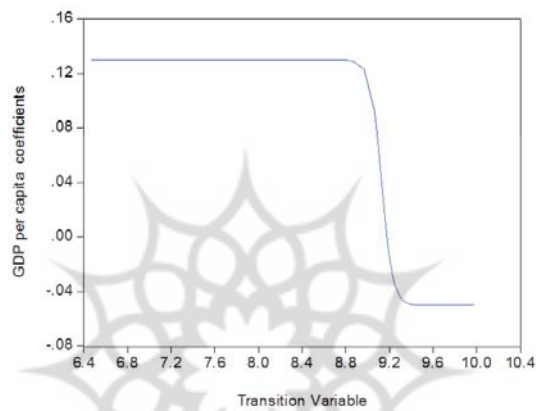
جدول (۵) - برآورد مدل *PSTR* با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای

بخش خطی مدل				بخش غیرخطی مدل			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره <i>t</i>	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره <i>t</i>
<i>lnY</i>	۰/۱۳	۰/۰۵	۲/۵۳	<i>lnY</i>	-۰/۱۸	۰/۰۶	-۲/۶۴
<i>lnFD</i>	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۲	-۲/۱۷	<i>lnFD</i>	۰/۳۸	۰/۰۷	۵/۴۲
<i>lnOPEN</i>	۰/۱۴	۰/۰۴	۳/۳۳	<i>lnOPEN</i>	۰/۳۱	۰/۱۲	۲/۵۳
رژیم حدی اول: $lnint_{it} = \mu_i + 0.13lnY_{it} - 0.006lnFD_{it} + 0.14lnOPEN_{it} G(q_{it}; \gamma, c) = 0$							
رژیم حدی دوم: $lnint_{it} = \mu_i - 0.05lnY_{it} + 0.37lnFD_{it} + 0.45lnOPEN_{it} G(q_{it}; \gamma, c) = 1$							
$\gamma = 19.99$				$c = 9.13$ (antilog = 9254.8 \$)			

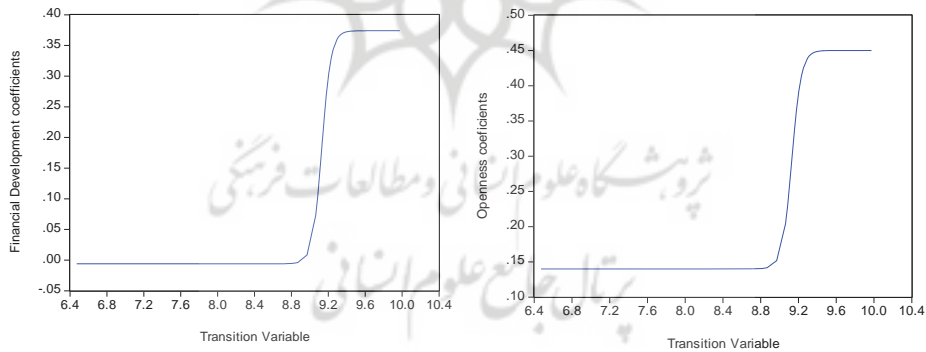
به منظور درک ملموس‌تر نتایج حاصل شده از برآورد مدل *PSTR*، ضرایب هر یک از متغیرها در مقابل مشاهدات متغیر انتقال در نمودارهای (۱) تا (۳) رسم شده است. با نگاهی گذرا به نمودارها بسیار مشهود است که حجم عمده نمونه مورد مطالعه کشورهای منطقه منا در رژیم اول قرار دارند و قسمتی از آن که در رژیم دوم قرار دارد، متعلق به کشورهای بحرین، عربستان سعودی و تا حدودی عمان است.

همانطور که پیشتر نیز بیان شد، بر حسب بزرگ‌تر یا کوچک‌تر بودن سطح درآمد سرانه از سطح آستانه‌ای ۹۲۵۴/۸ دلار، مشخص می‌شود که مدل در رژیم اول یا دوم قرار دارد. براساس نمودار (۱)، درآمد سرانه در رژیم اول با ضریب ۰/۱۳ و در رژیم دوم با ضریب -۰/۰۵ بر شدت انرژی تأثیرگذار است. توجه شود که تغییرات ضرایب بر مبنای مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب صورت می‌گیرد.

نمودار (۲) نشان می‌دهد در سطوح درآمدی بیشتر از ۹۲۵۴/۸ دلار، توسعه مالی منجر به افزایش شدت انرژی با ضریب ۰/۳۷ می‌شود و در سطوح درآمدی کمتر از حد آستانه‌ای ۹۲۵۴/۸ دلار به صورت ناچیزی معادل ۰/۰۰۶- منجر به کاهش شدت انرژی می‌شود. نمودار (۳) نشان می‌دهد درجه باز بودن اقتصاد یا به عبارت دیگر، حجم تجارت خارجی در هر دو رژیم مورد مطالعه باعث افزایش شدت انرژی می‌شود که در رژیم دوم میزان اثرگذاری آن بیشتر است.



نمودار (۱) - ضرایب درآمد سرانه در مقابل متغیر انتقال



نمودار (۲) - ضرایب توسعه مالی در مقابل متغیر انتقال

نمودار (۳) - ضرایب درجه باز بودن اقتصاد در مقابل متغیر انتقال

با توجه به سطح درآمد سرانه کشورها که به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده، میانگین کشش متغیرها برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه در جدول (۶) گزارش شده

است. ارائه این نتایج به درک کامل‌تر نتایج حاصل شده با توجه به ویژگی درآمدی هر یک از کشورها کمک قابل توجه می‌کند.

براساس اطلاعات جدول (۶)، در کشورهای بحرین و عربستان افزایش یک درصدی در درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد به طور متوسط و به ترتیب منجر به کاهش ۰/۰۵ درصدی، افزایش ۰/۳۷ درصدی و ۰/۴۵ درصدی در شدت مصرف انرژی در این کشورها می‌شود. در کشور عمان یک درصد افزایش در درآمد سرانه به طور متوسط منجر به کاهش ۰/۰۸ درصدی شدت انرژی و افزایش یک درصدی در توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد به ترتیب منجر به افزایش ۰/۲۹ درصدی و ۰/۳۷ درصدی در شدت انرژی می‌شود. این نتایج نشان می‌دهند که کشورهای بحرین و عربستان به طور کامل در رژیم دوم قرار دارند و کشور عمان تا حدود زیادی در رژیم دوم قرار گرفته است.

کشورهای ایران، الجزایر، مصر، اردن، مراکش، سوریه و تونس به طور کامل در رژیم اول قرار می‌گیرند، به این معنی که یک درصد افزایش در درآمد سرانه و درجه باز بودن اقتصاد به ترتیب منجر به افزایش ۰/۱۳ درصدی و ۰/۱۴ درصدی در شدت انرژی می‌شود و افزایش یک درصدی توسعه مالی به طور متوسط باعث کاهش ۰/۰۶- درصدی شدت انرژی می‌شود. دلیل جهش یکباره کشورهای مورد مطالعه از رژیم اول به دوم متأثر از مقدار متغیر انتقال و سرعت انتقال نسبتاً شدید است.

در حالت کلی، نتایج حاصل شده نشان می‌دهند که حجم تجارت و بازارهای مالی در کشورهای منطقه منا در راستای کاهش شدت انرژی نبوده است. به این ترتیب که تجارت این گروه کشورها به طور عمده بر پایه صادرات مواد خام و واردات کالاهای مصرفی و یا واردات تکنولوژی‌های ناکارآمد و متکی به انرژی بوده است. علاوه بر این، بازارهای مالی در بکارگیری تکنولوژی‌های کارآمد از حیث مصرف نهاده انرژی، عملکرد چندان مناسبی نداشته‌اند.

جدول (۶) - میانگین کشتش های درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد نسبت به شدت مصرف انرژی در کشورهای منتخب منا

کشور	متوسط کشتش درآمد سرانه نسبت به شدت مصرف انرژی	متوسط کشتش توسعه مالی نسبت به شدت مصرف انرژی	متوسط کشتش درجه باز بودن اقتصاد نسبت به شدت مصرف انرژی
بحرین	-۰/۰۵	۰/۳۷	۰/۴۵
عربستان	-۰/۰۵	۰/۳۷	۰/۴۵
عمان	-۰/۰۰۸	۰/۲۹	۰/۳۷
ایران	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴
الجزایر	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴
مصر	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴
اردن	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴
مراکش	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴
سوریه	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴
تونس	۰/۱۳	-۰/۰۰۶	۰/۱۴

۵- جمع بندی

در سال های اخیر رشد شتابان مصرف انرژی که در رأس آنها سوخت های فسیلی قرار دارد، باعث شده تا نگرانی هایی در خصوص تأمین امنیت عرضه انرژی و چالش زیست محیطی ناشی از احتراق سوخت های فسیلی بیش از پیش مورد توجه جامعه جهانی قرار گیرد. از این رو، به نظر می رسد یکی از مؤثرترین راه های فائق آمدن بر این چالش ها، افزایش کارایی مصرف انرژی یا به عبارت دیگر، کاهش شدت مصرف انرژی است. بنابراین، نیل به این هدف مستلزم شناخت عوامل مؤثر بر شدت انرژی است که در مطالعات تجربی انجام شده در ادبیات موضوع اقتصاد انرژی تاکنون مغفول مانده است.

مطالعه حاضر برای پاسخگویی به بخشی از این مسائل به کنکاش تأثیر درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد بر شدت انرژی در کشورهای منتخب منطقه منا طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته است. برای این منظور از رویکرد اقتصادسنجی

رگرسیون انتقال ملایم پانلی به عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیمی استفاده شده است.

نتایج آزمون خطی بودن بر وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه دلالت کرده و یک الگوی *PSTR* دو رژیمی با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای را برای تصریح کامل رفتار غیرخطی متغیرها پیشنهاد کرده است.

نتایج برآورد مدل *PSTR* بهینه انتخاب شده، پارامتر شیب را که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است ۱۹/۹۹ برآورد کرده و حد آستانه‌ای یا مکان وقوع تغییر رژیم نیز در سطح درآمد سرانه ۹۲۵۴/۸ دلار انتخاب شده است.

نتایج تخمین ضرایب نشان می‌دهد که درآمد سرانه در رژیم اول با ضریب ۰/۱۳ باعث افزایش و در رژیم دوم به صورت ناچیزی با ضریب ۰/۰۵- باعث کاهش شدت انرژی می‌شود. در مقابل، توسعه مالی در رژیم اول به صورت ناچیزی با ضریب ۰/۰۰۶- باعث کاهش و در رژیم دوم با ضریب ۰/۳۷ باعث افزایش شدت انرژی می‌شود. متغیر درجه باز بودن اقتصاد در رژیم اول با ضریب ۰/۱۴ باعث افزایش و در رژیم دوم با شدت تأثیرگذاری بیشتری معادل ۰/۴۵ باعث افزایش شدت انرژی خواهد شد.

در مجموع بر اساس نتایج حاصل شده می‌توان اظهار داشت که متغیرهای مورد مطالعه، یعنی سطح درآمد سرانه، توسعه مالی و حجم تجارت خارجی نه تنها در کاهش شدت انرژی نقش چشمگیری ایفا نمی‌کنند، بلکه باعث افزایش شدت مصرف انرژی خواهند شد. بنابراین، کشورهای منطقه باید رشد اقتصادی و نظام اعتبارات مالی خود را بسوی استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد و دانش بنیان سوق دهند تا رشد اقتصادی را در راستای ایجاد یک توسعه پایدار در منطقه هدایت کنند.

فهرست منابع

- ابراهیمی، محسن و آل مراد جیدرقی، محمود (۱۳۹۱)، «توسعه بازارهای مالی و مصرف انرژی در کشورهای گروه D8»، *فصلنامه پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰ (۶۱)، صص ۱۷۴-۱۵۹.
- شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲)، «تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D8»، *فصلنامه پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۲، صص ۳۸-۲۱.
- مهرآرا، محسن، امیری، حسین و حسنی سرخ بوزری، محمد (۱۳۹۱)، «رابطه مصرف انرژی و درآمد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانلی»، *فصلنامه پژوهشها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۲، صص ۱۷۴-۱۵۹.
- وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، ترازنامه انرژی سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۸.
- Aslanidis, N., (2009), "Environmental Kuznets Curves for Carbon Emissions: A Critical Survey", Department of Economics, University Rovira Virgili, FEEM Working Paper, 75.
- Claessens, S., Feijen, E., (2007), "Financial Sector Development and the Millennium Development Goals", World Bank Working Paper, no. 89.
- Colletaz, G., and Hurlin, C., (2006), "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach", Working Paper, 1/2006, LEO, Université d'Orléans.
- Destais, G., Fonquau, J., and Hurlin, C. (2009), "Energy Demand Models: A Threshold Panel Specification of the Kuznets Curve", University De Grenoble.
- Elliott, R., Sun, P., Chen, S. (2013), "Energy Intensity and Foreign Direct Investment: A Chinese City-level Study", *Energy Economics*, 40, 484-494.
- Fok, D., Van Dijk, D., Franses, P., (2004), "A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors", Working Paper, University of Rotterdam.
- Frankel, J., Romer, D., (1999), "Does Trade Cause Growth?", *American Economic Review.*, 89, 379-399.
- Gonzalez, A., Terasvirta, T., Van Dijk, D., (2005), "Panel Smooth Transition Regression Models", SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 604.

- Grossmann, G. M., Krueger, A. B., (1991), "Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement", NBER Working Paper, 3914.
- Halicioglu, F., (2011), "A Dynamic Econometric Study of Income, Energy and Exports in Turkey", *Energy*, 36, 3348-3354.
- Heidari, H., Katircioglu, S., and Saeidpour, L., (2013), "Natural Gas Consumption and Economic Growth: Are We Ready to Natural Gas Price Liberalization in Iran?", *Energy Policy*, 63, pp. 638-645.
- IEA, International Energy Agency, Online Data Services, www.iea.org
- Islam, F., Shahbaz, M., Alam, M., (2011), "Financial Development and Energy Consumption Nexus in Malaysia: A Multivariate Time Series Analysis", Working Paper, MPRA Paper 28403.
- Jude, E., (2010), "Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach", *Journal of Economic Development*. 35. 15-33.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-based Tests for Co-integration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Karanfil, F., (2008), "Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Does Size of Underground Economy Matter?", *Energy Policy*, 36, 3019-3025.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C.S.J. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108,1-22
- Mehrara, M., (2007), "Energy Consumption and Economic Growth: the Case of Oil Exporting Countries", *Energy Policy*, 35, 2939-2945.
- Narayan, P. K., Smyth, R., (2009), "Multivariate Granger Causality between Electricity Consumption, Exports and GDP: Evidence from a Panel of Middle Eastern Countries", *Energy Policy*, 27, 229-236.
- Nguyen-Van, Phu (2010), "Energy Consumption and Income: A Semi Parametric Panel Data Analysis", *Energy Economics*, Elsevier, Vol. 32, No.3, PP. 557-563.
- Ozturk, I., (2010), "A literature Survey on Economic Growth", *Energy Policy*, 38, 340-349.
- Ozturk, I., Acaravci, A., (2012), "The Long-run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey", *Energy Economics*, In Press.
- Payne, J. E., (2010), "A Survey of the Electricity Consumption-growth Literature", *Applied Energy*, 87(3), 723-731.
- Sadorsky, P., (2010), "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies", *Energy Policy*, 38, 2528-2535.
- Tamazian, A., Chousa, J.P., Vadlamannati, C., (2009), "Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from the BRIC Countries", *Energy Policy*, 37, 246-253.



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی