پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال پنجم، شماره ۱۷، زمستان ۱۳۹۴، صفحات ۶۶-۳۹

بررسی تأثیر آستانه‌ای درآمد بر شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منتخب MENA: رهیافت داده‌های پانلی غیرخطی

حسین امیری[۱]
لسیان سعیدپور[۲]
عباس کلانتری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۳/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۲۳

چکیده

مطالعه حاضر تأثیر آستانه‌ای درآمد بر شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منتخب منطقه منا با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور از متغیرهای توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد، شدت انرژی، درآمد سرانه و شدت انتشار دی اکسید کربن طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ استفاده شده است. با توجه به آنکه، نتایج پژوهش قویاً بر وجود رابطه غیرخطی دلالت می‌کنند، لحاظ نمودن یک تابع انتقال با دو حد آستانه‌ای برای تصریح کامل رفتار غیرخطی میان متغیرها کفایت می‌کند. نتایج برآورد نشان می‌دهد پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل مقدار بسیار زیاد ۷۸۷۶۲ برآورد شده و دو حد آستانه‌ای نیز به ترتیب در سطح درآمد سرانه ۱۱۷۶ دلار و ۱۱۶۱۴ دلار برآورد شده است. اگرچه متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد و درآمد سرانه در هر دو رژیم منجر به کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شوند، اما میزان تأثیرگذاری درآمد سرانه در رژیم اول و درجه باز بودن اقتصاد در رژیم دوم بیشتر است. همچنین توسعه مالی در رژیم اول به صورت ناچیزی منجر به افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود، اما در رژیم دوم باعث کاهش آن می‌شود.

واژگان کلیدی: شدت انتشار دی اکسید کربن، درآمد، توسعه مالی، شدت انرژی، مدل PSTR
طبقه بندی JEL: C23، E64، O44، Q53

---

۱. استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی
Email: hossienamiri@gmail.com
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه- نویسنده مسئول
Email: saeidpour.lesyan@gmail.com
۳.کارشناس ارشد مدیریت MBA گرایش مالی دانشگاه گیلان
Email: abbas.kalantary@yahoo.com

۱-مقدمه

در دهه‌های اخیر سیر صعودی و شتابان انتشار گازهای گلخانه‌ای و به ویژه انتشار دی اکسید کربن که عمدتاً ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی می‌باشد، جامعه جهانی را با یک چالش جدی روبرو کرده است. در این راستا، تهدید فزاینده‌ی پدیده تغییر اقلیم و گرم شدن زمین کشورهای متعددی را در قالب پیمان کیوتو[1] متعهد به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و به ویژه انتشار دی اکسید کربن نموده است (ازترک و آکاراوچی[2]، ۲۰۱۰). از آنجایی که انتشار شتابان دی اکسید کربن ناشی از فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی جوامع بشری به ویژه استفاده از سوخت‌های فسیلی است، بر این اساس، کاهش انتشار دی اکسید کربن از دو مجرای کلی امکان پذیر است. اول، کنترل فعالیت‌های اقتصادی و به خصوص کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی که در تضاد با ضرورت فرآیند رشد و تولید اقتصادی و نیازهای جوامع است و دوم، استفاده از تکنولوژی‌های کارآمد و دوستدار محیط زیست است، به نحوی که سطح تولید مورد دلخواه و مصرف انرژی مورد نیاز با انتشار کمتری از دی اکسید کربن توأم باشد. تحت چنین شرایطی آنچه معقول و منطقی به نظر می‌رسد، بکارگیری راه حل دوم یا به بیانی دیگر کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن است تا همسو با تداوم سیاست‌های افزایش رشد اقتصادی به عنوان یکی از اهداف کلان اقتصادی کشورها، انتظار بهبود کیفیت محیط‌زیست را داشت.

انتشار دی اکسید کربن و شدت آن در کشورهای خاورمیانه و آفریقای شمالی (MENA)[3] نگرانی‌های زیست محیطی بسیاری را در سطح منطقه و جهانی ایجاد کرده است، به نحوی که میزان انتشار دی اکسید کربن در منطقه منا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۱ حدود ۱۲۲ درصد افزایش را نشان می‌دهد، بدین معنی که به طور متوسط طی دوره ذکر شده هر سال ۳/۹ درصد انتشار دی اکسید کربن رشد داشته است. همچنین کشورهای منا از حیث شدت انتشار دی اکسید کربن (میزان انتشار دی اکسید کربن به ازای سطح

1. Kyoto
2. Ozturk and Acaravci
3. Middle East and North Africa (MENA)

مشخصی از تولید ناخالص داخلی)، پس از کشورهای در حال توسعه آسیا در رتبه دوم جهان قرار دارند. ذکر این نکته ضروری است که میزان رشد شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منا بسیار بیشتر از کشورهای در حال توسعه آسیا و سایر مناطق جهان می‌باشد (نارایان و اسمیت[1]، ۲۰۰۹).

اگرچه ادبیات موضوع اقتصاد انرژی و محیط زیست مملو از مطالعات انجام شده پیرامون بررسی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن است، اما تا کنون عوامل مؤثر بر شدت انتشار دی اکسید کربن به عنوان یک راه حل معقول و منطقی برای بهبود کیفیت محیط زیست مورد توجه و بررسی قرار نگرفته است. از این‌رو مطالعه حاضر به بررسی تأثیر توسعه مالی، سطح درآمد، درجه بازبودن اقتصاد و شدت انرژی بر شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منطقه منا می‌پردازد. در این راستا از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)[2] که توسط فوک و همکاران[3] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[4] (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین[5] (۲۰۰۶) ارائه و توسعه داده شده استفاده می‌شود. مدل PSTR به عنوان یکی از برجسته‌ترین مدل‌های تغییر رژیمی[6] از ویژگی‌های قابل توجهی برخوردار است (آسلاندیس[7]، ۲۰۰۹). از آنجایی که مدل PSTR برخلاف سایر رویکردهای اقتصادسنجی متداول بکار رفته در ادبیات موضوع، یک شکل تابعی خاص و محدود کننده مانند مجذور درآمد سرانه را بر رابطه میان انتشار دی اکسید کربن و درآمد تحمیل نمی‌کند، می‌توان اظهار داشت که این مدل از انعطاف‌پذیری بالایی در مدلسازی رابطه غیرخطی میان متغیرها برخوردار است. در واقع، مدل PSTR رابطه غیر خطی محتمل میان متغیرها را با استفاده از تابع انتقال به شیوه‌ای پیوسته مدلسازی می‌کند (فوکیو و همکاران[8]، ۲۰۰۹). همچنین این مدل به ضرایب تخمینی اجازه می‌دهد تا برای کشورهای مختلف و حتی در طول زمان

1. Narayan and Smyth
2. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)
3. Fok et al.
4. Gonzalez et al.
5. Colletaz and Hurlin
6. Regime-switching
7. Aslanidis
8. Fouquau et al.

تغییر یابند که این ویژگی راه حل ساده‌ای را برای مرتفع نمودن مشکل ناهمگنی در پارمترهای تخمینی در مدل داده‌های تابلویی فراهم می‌کند (جوید[1]، ۲۰۱۰).

ساختار مقاله در ادامه بدین صورت می‌باشد که در بخش دوم ادبیات موضوع بررسی می‌شود، روش شناسی تحقیق در بخش سوم ارائه می‌گردد، بخش چهارم به داده‌ها و نتایج تحقیق اختصاص یافته و در نهایت نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات تجربی

اگرچه تاکنون در چارچوب یک مطالعه منسجم به بررسی رابطه درآمد سرانه و شدت انتشار دی اکسید کربن پرداخته نشده است، اما رابطه درآمد سرانه و انتشار دی اکسید کربن بصورت گسترده‌ای در ادبیات موضوع مورد توجه قرار گرفته است. لذا در مطالعه حاضر می‌توان از چارچوب تئوریکی فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای بررسی رابطه میان شدت انتشار دی اکسید کربن و درآمد سرانه اقتباس نمود. فرضیه زیست محیطی کوزنتس بر وجود یک رابطه U وارونه میان درآمد و آلودگی محیط زیست تأکید می‌کند که برای اولین بار توسط گروسمن و کروگر[2] (۱۹۹۱) ارائه شد. بدین ترتیب که در سطوح اولیه توسعه اقتصادی و توأم با افزایش رشد اقتصادی و درآمد سرانه، آلودگی محیط زیست افزایش می‌یابد و پس از رسیدن به یک سطح آستانه‌ای از درآمد سرانه، توأم با افزایش درآمد سرانه میزان آلودگی محیط زیست کاهش خواهد یافت. لذا می‌توان چنین چارچوب تئوریکی و انتظاری نیز برای بررسی رابطه میان شدت انتشار دی اکسید کربن و درآمد سرانه متصور شد. بدین ترتیب که در سطوح اولیه رشد اقتصادی، انتظار می‌رود که شدت انتشار دی اکسید کربن افزایش یابد و پس از رسیدن به یک سطح آستانه‌ای از درآمد سرانه، توأم با افزایش رشد اقتصادی شاهد کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن بود. در طرف مقابل، اپسکور و همکاران[3] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که میان آلاینده‌ها و رشد

1. Jude
2. Grossman and Krueger
3. Opschoor et al.

اقتصادی رابطه‌ای به شکل N وجود دارد. آن‌ها در راستای این ادعا بیان می‌کنند که همزمان با بهبود کارایی تکنولوژیکی، منابع مورد استفاده کاهش یافته و یا گران‌تر شده‌اند. در نتیجه برای تأمین منابع مورد نیاز جهت دستیابی به رشد بالای اقتصادی، به ناچار کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد. همچنین، هاربوگ و همکاران[1] (۲۰۰۰) نیز با استفاده از شکل تابع تخمینی و پایگاه داده‌های مشابه گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) به بررسی رابطه میان آلاینده‌های زیست محیطی و تولید ناخالص داخلی سرانه پرداخته‌اند. با این حال، وقتی حجم داده‌ها را ۱۰ سال افزایش دادند، وجود یک رابطه به شکل N را گزارش کرده‌اند. قابل توجه است که نوع رابطه میان کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی بر اساس دوره زمانی و گروه کشورهای مورد مطالعه، الزاماً منطبق بر یک رابطه U وارونه یا رابطه N شکل نمی‌باشد و ممکن است در یکی از مراحل فوق قرار گیرد. بدین معنی که نتایج مطالعات تجربی ممکن است، بخش نزولی یا صعودی U وارونه یا رابطه N شکل را با توجه به محدودیت دوره زمانی، داده‌های مورد استفاده و ساختار کشورهای مورد مطالعه به نمایش بگذارد.

استرن[2] (۲۰۰۴) معتقد است، مطالعات تجربی انجام شده بر پایه منحنی زیست محیط کوزنتس (EKC)[3] که به بررسی رابطه میان درآمد و کیفیت محیط زیست مربوط می‌شود از یک چارچوب قوی اقتصاد سنجی برخودار نمی‌باشند و دلایل اصلی ضعف فرضیه EKC را به مشکلات ناهمگنی، تورش در حذف متغیرهای تأثیرگذار و مواردی از این قبیل ارتباط می‌دهد. در راستای مرتفع نمودن این چالش‌ها در مطالعات تجربی، در مطالعه حاضر تلاش شده است تا ضمن بررسی رابطه غیرخطی میان درآمد سرانه و شدت انتشار دی اکسید کربن، متغیرهای دیگری مانند شدت انرژی، توسعه مالی و درجه بازبودن اقتصاد نیز لحاظ شوند که در ادامه به تبیین نحوه‌ی ارتباط این متغیرها با شدت انتشار دی اکسید کربن پرداخته می‌شود.

1. Harbaugh et al.
2. Stern
3. Environmental Kuznets Curve

محققان بسیاری تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن را مورد مطالعه قرار داده‌اند. گروهی از آن‌ها معتقدند که توسعه مالی منجر به افزایش مصرف انرژی و افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود که سه دلیل عمده را برای اظهارات خود بیان داشته‌اند (ینسن[1]، ۱۹۹۶؛ فرانکل و رومر[2]، ۱۹۹۹؛ داسگوپتا و همکاران[3]، ۲۰۰۱؛ سادورسکی[4]، ۲۰۱۰؛ اسلام و همکاران[5]، ۲۰۱۱). اول، توسعه بازارهای مالی به بنگاه‌های اقتصادی کمک می‌کند تا با هزینه کمتر و کانال‌های بیشتری برای تأمین مالی اقدام کنند. همچنین توسعه بازارهای مالی با توزیع مدیریت ریسک به بنگاه‌ها کمک می‌کنند تا با سهولت و اطمینان خاطر بیشتری به نصب تجهیزات و ماشین آلات در پروژه‌های جدید سرمایه‌گذاری مبادرت ورزند. لذا می‌توان عنوان کرد که توسعه بازارهای مالی از کانال-های اشاره شده منجر به افزایش مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن خواهد شد. دوم، توسعه مالی ممکن است به جذب سرمایه گذاری خارجی به منظور افزایش رشد اقتصادی منجر شود که این امر نیز توأم با افزایش مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن خواهد بود. سوم، واسطه گری‌های مالی موفق و کارآمد با دادن وام به مصرف کنندگان، آن‌ها را قادر به خرید اقلام گران قیمت مانند تجهیزات منزل و اتومبیل می‌سازد که این امر نیز مستقیماً بر افزایش مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن تأثیرگذار است.

در طرف مقابل دیدگاه‌های فوق، بردسال و ویلیر[6] (۱۹۹۳) و فرانکل و رز[7] (۲۰۰۲) معتقدند که توسعه مالی انگیزه و فرصت استفاده از تکنولوژی‌های جدید و کارآمد را برای کشورهای در حال توسعه فراهم می‌کند تا به تولیدات پاک و دوست‌دار محیط زیست بپردازند. این امر نیز به بهبود کیفیت محیط زیست جهانی در مقیاس‌های وسیع و توسعه پایدار در مقیاس منطقه‌ای کمک شایان توجهی می‌کند. همچنین تامازیان و همکاران[8]

1. Jensen
2. Frankel and Romer
3. Dasgupta et al.
4. Sadorsky
5. Islam et al.
6. Birdsall and Wheeler
7. Frankel and Rose
8. Tamazian et al

(۲۰۰۹) و کلایسنس و فیجن[1] (۲۰۰۷) اظهار می‌دارند که توسعه مالی از طریق ابداع و نوآوری در بهبود تکنولوژی‌های تولید ممکن است به افزایش کارآیی مصرف انرژی و بهبود عملکرد بنگاها منجر شود که در نتیجه آن‌ها انتشار دی اکسید کربن نیز کاهش می‌یابد. تامازیان و رائو[2] (۲۰۱۰) نیز با بیان اینکه داشتن یک سیستم تأمین مالی کارآمد باعث می‌شود تا دولت‌ها و حکومت‌های محلی قادر باشند پروژه‌های مربوط به بهبود کیفیت محیط زیست و بهترین تکنولوژی‌های تولید را عرضه نمایند.

تأثیر حجم تجارت خارجی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن متأثر از این واقعیت است که واردات و صادرات هر کشور شامل چه طیف از کالاهایی می‌شود. در صورتی که صادرات از گروه کالاهای انرژی‌بر، صنایع سنگین و مخرب زیست محیطی باشند، میزان صادرات تأثیر مخربی بر محیط زیست آن کشور دارد. در طرف مقابل، اگر صادرات از گروه کالاهای با سطح تکنولوژی بالا و دانش بنیان باشند، تأثیر مخربی بر کیفیت محیط زیست نخواهد داشت. همچنین در شرایطی که واردات نیز در راستای واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی‌های کارآمد و شیوه‌های نوین تولید باشند نیز می‌تواند به بهبود کارایی مصرف انرژی و کاهش انتشار دی اکسید کربن در کشور وارد کننده منجر شود (ازترک و آکاراوچی[3]، ۲۰۱۲).

در رابطه با نحوه تعامل رشد اقتصادی با محیط زیست و به ویژه دی اکسید کربن نیز دیدگاه‌های متضادی وجود دارند. بانک جهانی معتقد است، رشد اقتصادی بلندمدت برای هر دوی مردم و محیط زیست مناسب است. این دیدگاه برخواسته از این حقیقت است که رشد اقتصادی منجر به افزایش درآمد سرانه و در نتیجه کاهش فقر و افزایش تقاضا برای محیط زیست پاک و سالم می‌شود. بکرمن[4] (۱۹۹۲) نیز بدون هیچ قید و شرطی، رشد اقتصادی را تنها راه حل برای بر طرف شدن مشکلات زیست محیطی تلقی می‌کند.

1. Claessens and Feijen
2. Tamazian and Rao
3. Ozturk and Acaravci
4. Beckerman

در طرف مقابل دالی[1] (۱۹۷۷)، معتقد است که رشد اقتصادی بیشتر نشان دهنده تولید و مصرف بیشتر برای برآورده کردن نیازهای انسان است. لذا رشد اقتصادی بیشتر منجر به اتلاف بیشتر، آلودگی بیشتر و فشار بیشتر بر محیط زیست می‌گردد. همچنین کلستاد و کرات کرامیر[2] (۱۹۹۳) با اشاره به رابطه پویای بین محیط زیست، استفاده از منابع و فعالیت‌های اقتصادی، معتقدند که استفاده از منابع و به ویژه منابع انرژی منجر به سود اقتصادی آنی خواهد شد، اما تأثیر مخرب آن بر محیط زیست ممکن است در بلندمدت ظاهر شود.

با توجه به اینکه حجم وسیعی از مطالعات تجربی در داخل و خارج از کشور به بررسی رابطه میان درآمد و شاخص‌های مختلف کیفیت محیط زیست از جمله آلودگی هوا پرداخته‌اند که اشاره کردن به تمامی آن‌ها ضروری به نظر نمی‌رسد، لذا صرفاً به بررسی مطالعاتی که از حیث نوع متغیرهای انتخاب شده، تکنیک اقتصاد سنجی و یا گروه کشورهای مورد مطالعه با موضوع این مطالعه جنبه مشترک داشته باشند، پرداخته می‌شود.

آسلاندیس و خیپاپادیس[3] در سال ۲۰۰۶ با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR) به بررسی رابطه میان انتشار SO2 و NOx با درآمد سرانه برای ایالت‌های کشور امریکا پرداختند. نتایج نشان می‌دهند که میان SO2 و درآمد سرانه رابطه U وارونه وجود دارد که ضمن تأیید فرضیه EKC، مقدار آستانه‌ای درآمد سرانه را ۱۵۴۱۲ دلار تعیین کرده است. اما با افزایش رشد اقتصادی میزان انتشار NOx با نرخ فزاینده‌ای افزایش یافته است و پس از گذار از حد آستانه‌ای ۱۵۶۵۸ دلار مقدار انتشار این آلاینده با نرخ کاهنده‌ای همچنان افزایش می‌یابد.

تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) به بررسی رابطه توسعه مالی، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در کشورهای برزیل، هند و چین در چارچوب یک مدل پانلی پرادخته‌اند.

1. Daly
2. Kolstad and Krautkraemer
3. Aslanidis and Xepapadeas

نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که همگام با افزایش رشد اقتصادی کیفیت محیط زیست بهبود پیدا می‌کند.

جلیل و فریدون[1] (۲۰۱۱) نیز تأثیر توسعه مالی، رشد اقتصاد و مصرف انرژی را بر کیفیت محیط زیست کشور چین با استفاده از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که توسعه مالی در بلندمدت منجر به کاهش آلودگی محیط زیست می‌شود و در طرف مقابل درجه باز بودن اقتصاد، درآمد و مصرف انرژی تأثیر مخربی بر محیط زیست دارند.

ازترک و آکاراوچی (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه مصرف انرژی، رشد اقتصادی، در جه باز بودن اقتصاد و توسعه مالی با انتشار دی اکسید کربن در کشور ترکیه پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر معنی‌داری بر دی اکسید کربن ندارد، اما نسبت حجم تجارت به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص درجه باز بودن اقتصاد منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن خواهد شد.

پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷) به منظور بررسی صحت فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای خاورمیانه، رابطه میان انتشار دی اکسید کربن و درآمد را مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل از رویکرد داده‌های تابلویی با اثرات ثابت و تصادفی بیانگر این نتیجه است که فرضیه زیست محیطی کوزنتس را برای کشورهای خاورمیانه نمی‌توان رد کرد.

فطرس و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت، رابطه میان انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی را برای کشورهای صادر کننده نفت طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ مورد آزمون قرار دادند. برای این منظور آن‌ها مدل چند جمله‌ای درجه دوم با مجذور درآمد سرانه را انتخاب کردند که نتایج تخمینی آن حاکی از صحت فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای مورد مطالعه می‌باشد.

1. Jalil and Feridun
2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱) نیز رابطه مصرف انرژی و درآمد را با استفاده از مدل PSTR و به منظور آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ۱۳ کشور عضو اپک مورد بررسی قرار دادند. نتایج 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، کشش درآمدی مذکور کاهش می‌یابد.

۳- روش شناسی پژوهش

۳-۱- مدل PSTR

در این بخش به منظور مدل‌سازی رابطه غیرخطی میان توسعه مالی، رشد اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد و شدت انرژی با شدت انتشار دی اکسید کربن، به تبیین رویکرد اقتصاد سنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) بکار رفته در این مطالعه پرداخته می‌شود. لازم به ذکر است که متغیرهای تحقیق به تبعیت از مطالعات تامازیان و همکاران (۲۰۰۹)، ازترک و آکاراوچی (۲۰۱۲) و حیدری و همکاران (۲۰۱۵) و رویکرد اقتصادسنجی تحقیق نیز بر مبنای مطالعه حیدری و همکاران (۲۰۱۵) انتخاب شده است. اگرچه متغیرهای بسیاری مانند شهرنشینی، صنعتی شدن، حمل و نقل و مواردی از این قبیل بر شدت انتشار دی اکسید کربن تأثیرگذار هستند، اما بر اساس اصل ساده‌سازی و تجرید منطقی متغیرهای توضیحی در فرآیند مدل‌سازی سعی شده تا متغیرهایی که در تمام کشورهای مورد مطالعه تأثیرگذار هستند و در ادبیات موضوع بیشتر مورد توجه قرار گرفته‌اند انتخاب و مورد استفاده قرار بگیرند.

به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت زیر تصریح می‌شود[1]:

---

۱. لازم به ذکر است که در این مطالعه برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) از محیط برنامه نویسی متلب (Mathlab) استفاده می‌شود.

$$\ln coit_{it} = \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + \phi_0 \ln OPEN_{it} + \varphi_0 \ln ENIT + [\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it} + \varphi_1 \ln ENIT]\, g(q_{it};\gamma,c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن $i = 1,...,N$ و $t = 1,...,T$ بیانگر مقاطع و طول دوره زمانی داده‌های پانلی می‌باشند. همچنین $\ln coit$ ، $\ln ENIT$ ، $\ln Y$ ، $\ln FD$ و $\ln OPEN$ به ترتیب بیانگر شدت انتشار دی اکسید کربن، شدت انرژی، درآمد سرانه، توسعه مالی و درجه بازبودن اقتصاد هستند؛ μ_i بیانگر اثرات ثابت مقاطع و ε_{it} نیز جز باقیمانده‌ها است که $i.i.d.N(0,\sigma_\varepsilon^2)$ 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 بصورت زیر تصریح می‌شود:

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

در تابع انتقال لاجستیکی فوق، γ پارمتر شیب که سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد، q_{it} متغیر انتقال و $c = (c_1,...,c_m)'$ نیز یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. متغیر انتقال یکی از متغیرهای توضیحی مدل است که امکان ایجاد رابطه غیرخطی را محتمل می‌کند. از این‌رو، با توجه به مبانی نظری و تجربی ارائه شده در ادبیات تحقیق درآمد سرانه به عنوان متغیر انتقال انتخاب می‌شود، زیرا انتظار می‌رود که شدت انتشار دی اکسید کربن با تغییر سطح درآمد سرانه تغییر نماید. 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. بدین 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. بدین معنی که برای مقادیر بزگتر و کوچکتر از مقادیر آستانه، تابع انتقال مقدار عددی یک ($G = 1$) دارد و در غیر اینصورت مقدار عددی صفر(

$G=0$) دارد. لازم به ذکر است که 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 زیر تصریح می‌گردند:

$$\ln coit_{it}=\begin{cases}\mu_i+\alpha_0\ln Y_{it}+\beta_0\ln FD_{it}+\phi_0\ln OPEN_{it} \\ +\varphi_0\ln ENIT_{it}+\varepsilon_{it} & G=0 \\ \mu_i+(\alpha_0+\alpha_1)\ln Y_{it}+(\beta_0+\beta_1)\ln FD_{it}+ \\ (\phi_0+\phi_1)\ln OPEN_{it}+(\varphi_0+\varphi_1)\ln ENIT_{it}+\varepsilon_{it} & G=1\end{cases}$$

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 بصورت کامل حل می‌کند. بدین معنی که با تغییرات متغیر انتقال یعنی سطح درآمد سرانه، ضریب تأثیرگذاری هریک از متغیرهای توضیحی بر شدت انتشار دی اکسید کربن تغییر می‌یابد و لذا یک کشش یکسان برای کل دوره مورد مطالعه وجود نداشته و متناسب با سطوح مختلف درآمد سرانه کشش‌های متفاوتی وجود دارد. 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 به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$e_{it}=\frac{\partial\ln coit_{it}}{\partial\ln Y_{it}}=\alpha_0+\alpha_1 G(q_{it};\gamma,c) \qquad (3)$$

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 زیر تصریح می‌شود:

$$e_{it}=\frac{\partial\ln coit_{it}}{\partial\ln Y_{it}}=\alpha_0+\alpha_1 G(q_{it};\gamma,c)+[\alpha_1\ln Y_{it}+\beta_1\ln FD_{it}$$
$$+\phi_1\ln OPEN_{it}+\varphi_1\ln ENIT_{it}]\frac{\partial G(q_{it};\gamma,c)}{\partial\ln Y_{it}} \qquad (4)$$

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 غیرخطی میان متغیرها انجام شود.

آزمون غیرخطی بودن در مدل PSTR می‌تواند با آزمون فرضیه $H_0=\gamma=0$ و یا $H_0:\alpha_1=\beta_1=\phi_1=\varphi_1=0$ انجام شود، اما باتوجه به اینکه که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین است، آماره‌های آزمون دو فرضیه فوق غیر استاندارد می‌باشند. لذا جایگزینی تابع انتقال با تقریب سری تیلور[1] حول $\gamma=0$ و در نتیجه آزمون یک فرضیه معادل در رگرسیون کمکی[2] به عنوان راه حل 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 زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{aligned}\ln coit_{it} &= \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + \phi_0 \ln OPEN_{it} + \varphi_0 \ln ENIT_{it} \\ &+\theta_0(\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it} + \varphi_1 \ln ENIT_{it}) \\ &+\theta_1 q_{it}(\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it} + \varphi_1 \ln ENIT_{it}) + \dots \\ &+\theta_n q_{it}^n(\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it} + \varphi_1 \ln ENIT_{it}) \\ &+u_{it} \qquad (5)\end{aligned}$$

بر اساس تقریب سری تیلور در معادله (۵)، آزمون خطی بودن به وسیله آزمون فرضیه $H_0:\theta_1=\dots=\theta_n=0$ انجام می‌شود. برای این منظور کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) آماره-های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)[3]، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F)[4] و نسبت درست نمایی (LR)[5] را برای آزمون این فرضیه پیشنهاد کرده است.

1. The Taylor series approximation
2. Auxiliary Regression
3.Wald Lagrange Multiplier
4. Fischer Lagrange Multiplier
5.Likelihood Ratio

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:

$$\begin{aligned}\ln coit_{it} &= \mu_i + \alpha_0 \ln Y_{it} + \beta_0 \ln FD_{it} + \phi_0 \ln OPEN_{it} + \varphi_0 \ln ENIT_{it} \\ &+(\alpha_1 \ln Y_{it} + \beta_1 \ln FD_{it} + \phi_1 \ln OPEN_{it} + \varphi_1 \ln ENIT_{it}) g(q_{it};\gamma,c) \\ &+\theta_0(\alpha_2 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln FD_{it} + \phi_2 \ln OPEN_{it} + \varphi_2 \ln ENIT_{it}) + ... \\ &+\theta_n q_{it}^n (\alpha_2 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln FD_{it} + \phi_2 \ln OPEN_{it} + \varphi_2 \ln ENIT_{it}) \\ &+u_{it} \qquad (6)\end{aligned}$$

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

٤- داده‌ها و یافته‌های پژوهش

٤-١- داده‌ها

به‌منظور بررسی رابطه غیرخطی میان درآمد و شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منطقه منا از متغیرهای شدت انتشار دی اکسید کربن، درآمد سرانه، شدت انرژی، توسعه مالی و درجه باز بودن اقتصاد استفاده خواهد شد. شدت انتشار دی اکسید کربن نشان می‌دهد که به ازای هر دلار تولید ناخالص داخلی چند کیلوگرم انتشار دی اکسید کربن خواهیم داشت. شدت انرژی که نشان می‌دهد به ازای هزار دلار تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵، چند کیلوگرم معادل نفت خام انرژی مصرف می‌شود. درآمد سرانه نیز بر اساس دلار به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ مورد استفاده قرار می‌گیرد. اعتبارات

اعطایی به بخش خصوصی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی نیز به عنوان شاخص توسعه مالی مورد استفاده قرار گرفته است. نسبت مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی نیز به عنوان شاخصی برای درجه بازبودن اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است. اطلاعات آماری متغیرهای فوق از شاخص‌های توسعه جهانی بانک جهانی برای ۱۰ کشور منتخب منطقه منا شامل ایران، عربستان، مصر، الجزایر، بحرین، اردن، مراکش، عمان، سوریه و تونس طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ استخراج شده است. ذکر این نکته ضروری است که از تمامی متغیرها بصورت لگاریتمی در فرآیند برآورد مدل استفاده خواهد شد.

در جدول (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده از کشورهای منتخب منطقه منا ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود به ازای یک دلار تولید ناخالص داخلی به‌طور متوسط ۰/۶۳ کیلوگرم انتشار دی اکسید کربن وجود دارد و شدت انرژی نیز نشان می‌دهد که برای برای تولید هزار دلار تولید ناخالص داخلی در کشورهای منطقه منا به‌طور متوسط ۲۰۹/۳۱ کیلوگرم معادل نفت خام انرژی مصرف شود. آمارهای توصیفی میانگین، میانه، بیشینه و کمینه مربوط به سایر متغیرها نیز در جدول (۱) ارائه شده است. آماره جارک- برا نیز نشان می‌دهد که تمامی متغیرها از الگوی غیرنرمال پیروی می‌کنند.

جدول ۱-آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده از کشورهای منتخب منا (۱۹۸۰-۲۰۱۱)

متغیر	آماره جارک برا	کمینه	بیشینه	میانه	میانگین
coit	٦٤/٤٩ (۰/۰۰۰)	۰/۲۹	۱/٥٤	۰/٥٦	۰/٦۳
ENIT	۹۰/٤۰ (۰/۰۰۰)	۷۲/۱۹	٥۹۰/۳۰	۱۷۷/٥٥	۲۰۹/۳۱
Y	۷۰/٦۱ (۰/۰۰۰)	٦٤۷/۲٥	۲۱٤۳۲/۲۹	۲۳۲٦/٦	٥۲۱۸/۱
FD	٦٦/۱۷ (۰/۰۰۰)	۳/۹۱	۷۷/۹۱	۳۳/٥۹	۳٦/۷۳
OPEN	۱٥٦/٥۷ (۰/۰۰۰)	۱۳/۷۷	۲٥۱/۱٤	۷۱/۰۸	۸۱/۸٥

مأخذ: نتایج پژوهش و بر اساس نرم افزار Eviews

در جدول (۲) همبستگی میان متغیرهای مورد مطالعه بررسی شده است. از آنجایی که میان متغیرهای توضیحی در سطح بالایی همبستگی وجود ندارد، لذا دغدغه‌ای در خصوص امکان ایجاد مشکلات همخطی نیز وجود نخواهد داشت. از طرفی همان‌طور که مشاهده می‌شود میان شدت انرژی و شدت انتشار دی اکسید کربن همبستگی ۹۱ درصدی و مثبت وجود دارد که بیانگر اهمیت لحاظ نمودن این متغیر به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل است. متغیر توسعه مالی نیز همبستگی منفی و ضعیفی با شدت انتشار دی اکسید کربن دارد و سایر متغیرها لحاظ شده نیز دارای همبستگی مثبت خطی می‌باشند.

جدول ۲- ماتریس همبستگی بین متغیرها

	coit	*ENIT*	*Y*	*FD*	*OPEN*
coit	۱				
ENIT	۰/۹۱	۱			
Y	۰/۳٤	۰/۳۷	۱		
FD	-۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۱۰	۱	
OPEN	۰/٤۲	۰/٤٦	۰/۵۲	۰/٤۲	۱

مأخذ: نتایج پژوهش و بر اساس نرم افزار Eviews

٤-۲- الگوی PSTR بهینه

پیش از شروع فرآیند ارزیابی مدل PSTR لازم است تا ویژگی مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. بدیهی است که وجود ریشه واحد در متغیرها منجر به ایجاد نتایج رگرسیونی کاذب می‌شود، لذا برای حصول اطمینان از عدم ایجاد چنین مشکلی از آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین (۲۰۰۳، IPS)[1] و لوین، لین و چو (۲۰۰۲، LLC)[2] استفاده می‌شود. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول (۳) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها حداقل در سطح آماری ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و لذا مشکلی برای ادامه فرآیند برآورد مدل وجود ندارد.

1. Im, Pesaran and Shin (IPS).
2. Levin, Lin and Chu (LLC).

جدول ۳- آزمون‌های ریشه واحد IPS و LLC

	آزمون LLC		آزمون IPS	
	احتمال	آماره	احتمال	آماره
$\ln coit$	۰/۰۲	-۲/۱۱	۰/۰۶	-۱/۵۱
$\ln ENIT$	۰/۰۱	-۲/۶۶	۰/۰۱	-۲/۲۵
$\ln Y$	۰/۰۰	-۳/۲۸	۰/۰۰	-۵/۰۶
$\ln FD$	۰/۰۱	-۲/۲۱	۰/۰۰	-۳/۸۲
$\ln OPEN$	۰/۰۸	-۱/۳۹	۰/۰۱	-۲/۲۹

مأخذ: نتایج پژوهش و بر اساس نرم افزار Eviews

به منظور انتخاب مدل PSTR بهینه، ابتدا باید نسبت به وجود رابطه غیرخطی و تبعیت رفتار غیرخطی متغیرها از الگوی PSTR اطمینان کسب کرد. برای این منظور فرضیه صفر مبنی بر وجود رابطه خطی در مقابل وجود حداقل یک متغیر انتقال بر اساس آماره‌های آزمون ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست نمایی (LR) در محک آزمون تجربی قرار گرفته است. نتایج ارائه شده در جدول (۴) قویاً بر پیروی رابطه میان متغیرها از یک الگوی غیرخطی PSTR تأکید می‌کنند. در ادامه برای انتخاب الگوی PSTR بهینه، باید تعداد متغیرهای انتقال مورد نیاز جهت تصریح کامل رفتارغیرخطی متغیرها انتخاب شوند. نتایج آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده نیز در جدول (۴) نشان می‌دهد که لحاظ نمودن یک تابع انتقال برای تصریح کامل رفتار غیرخطی متغیرها کفایت می‌کند.

جدول ٤- آزمون خطی بودن و نبود رابطه غیرخطی باقیمانده

$m=2$			$m=1$			
LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR	
٥١/٤٠ (٠/٠٠)	٧/٢٥ (٠/٠٠)	٢٠/٥٦ (٠/٠٠)	٣٨/٩٧ (٠/٠٠)	١٠/٦٤ (٠/٠٠)	٤١/٦٥ (٠/٠٠)	$H_0: r=0$ $H_1: r=1$ *vs*
٢/٣٧ (٠/٥٩)	٠/٨٣ (٠/٥٣)	٢/١٩ (٠/٥١)	٣/٩٢ (٠/٤١)	٠/٩١ (٠/٤٦)	٣/٩٥ (٠/٤١)	$H_0: r=1$ $H_1: r=2$ *vs*

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های استانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشند. مقادیر احتمال مربوط به هر آارش شده است. مأخذ: نتایج پژوهش و بر اساس نرم افزار متلب

پس از انتخاب یک تابع انتقال، باید تعداد حدهای آستانه‌ای یا مکان‌های تغییر رژیم مورد نیاز در تصریح الگوی بهینه PSTR انتخاب شوند. برای این منظور مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای برآورد شده و معیارهای شوارتز، آکائیک و مجموع مجذور باقیمانده‌ها برای هر یک از دو مدل فوق در جدول (۵) گزارش شده است. از آنجایی که مدل PSTR با کمترین مقدار آماره‌های شوارتز، آکائیک و مجموع مجذور باقیمانده‌ها به عنوان مدل بهینه انتخاب خواهد شد، در مطالعه حاضر مدل PSTR با یک تابع انتقال و دو حد آستانه-ای انتخاب شده است.

جدول ٥- انتخاب تعداد مکان‌های وقوع تغییر رژیم

	معیار آکائیک	معیار شوارتز	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
m=1	-٤/٢٩	-٤/١٧	٣/٨٥
m=2	-٤/٣١	-٤/١٧	٣/٧٤

مأخذ: نتایج پژوهش و بر اساس نرم افزار متلب

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و دو حد آستانه‌ای به عنوان مدل بهنیه، این مدل برای بررسی رابطه غیرخطی میان درآمد سرانه و شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منطقه منا برآورد شده که نتایج حاصل از آن در جدول (۶) گزارش شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، حد آستانه‌ای اول ۱۱۷۶ دلار و حد آستانه‌ای دوم ۱۱۶۱۴ دلار برآورد شده‌اند. همچنین پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد معادل مقدار قابل توجه ۷۸۷۶۲ برآورد شده که بیانگر تمایل پارامتر شیب یا سرعت تعدیل به سمت بی نهایت است. بنابراین به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) در شرایطی که دو حد آستانه‌ای وجود داشته باشد و پارامتر شیب به سمت بی نهایت میل کند، دو رژیم حدی وجود دارد. بدین ترتیب که رژیم اول متناسب با مقادیر متغییر انتقال در بین دو حد آستانه‌ای برآورد شده است و رژیم دوم متناسب با مقادیر کوچکتر از حد آستانه‌ای اول و مقادیر بزرگتر از حد آستانه‌ای دوم است. بنابراین رژیم اول متناسب با مقادیر متغیر انتقال بین دو حد آستانه‌ای ۱۱۷۶ دلار و ۱۱۶۱۴ دلار است و رژیم دوم متناسب با مقادیر متغیر انتقال کمتر از ۱۱۷۶ دلار و بزرگتر از ۱۱۶۱۴ دلار است.

همان‌طور که از جدول (۶) مشاهده می‌شود، افزایش درآمد سرانه در هردو رژیم حدی باعث کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود که میزان تأثیرگذاری آن در رژیم اول بیشتر از رژیم دوم است. افزایش شدت مصرف انرژی در هردو رژیم حدی باعث افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن خواهد شد. توسعه مالی نیز در رژیم اول بصورت ناچیزی منجر به افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود و در رژیم دوم باعث کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود. در نهایت درجه بازبودن اقتصاد در هردو رژیم حدی منجر به کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود که میزان تأثیرگذاری آن در رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است.

نتایج حاصل شده در خصوص رابطه شدت انتشار دی اکسید کربن با درآمد نشان می‌دهد که هیچکدام از اشکال رابطه شدت انتشار دی اکسید کربن با درآمد سرانه یعنی شکل U وارونه و شکل N برای کشورهای منتخب منا مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. البته نتیجه حاصل شده همسو با نظر بکرمن (۱۹۹۲) می‌باشد که معتقد است بدون هیچ قید و شرطی رشد اقتصادی تنها راه حل برای بر طرف شدن مشکلات زیست محیطی است. نتیجه ارائه شده در مطالعه حاضر نیز در راستای تأیید نتایج مطالعه تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) است و با نتایج مطالعات پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷)، فطرس و همکاران (۱۳۸۹) و مهرآرا و

همکاران (۱۳۹۱) متفاوت است. نتایج ارائه شده برای تأثیر توسعه مالی بر شدت انتشار دی اکسید کربن نیز عموماً همسو با نظریات بردسال و ویلیر (۱۹۹۳)، فرانکل و رز (۲۰۰۲)، تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) و کلایسنس و فیجن (۲۰۰۷) است. بدین ترتیب که توسعه مالی انگیزه و فرصت استفاده از تکنولوژی‌های جدید و کارآمد را برای کشورهای در حال توسعه فراهم می‌کند تا به تولیدات پاک و دوست‌دار محیط زیست بپردازند. همچنین مطالعه تجربی جلیل و فریدون (۲۰۱۱) نیز نتیجه مشابهی را ارائه کرده، اما ازترک و آکاراوچی (۲۰۱۲) رابطه معنی‌داری میان توسعه مالی و محیط زیست را برای کشور ترکیه گزارش نکرده‌اند. نتایج مربوط به تأثیرگذاری حجم تجارت خارجی نیز نشان می‌دهد که واردات این گروه کشورها در راستای واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی‌های کارآمد و شیوه‌های نوین تولید بوده است که منطبق با دیدگاه ازترک و آکاراوچی (۲۰۱۲) است. البته نتیجه مطالعه جلیل و فریدون (۲۰۱۱) بر تأثیر مخرب حجم تجارت کشور چین بر انتشار دی اکسید کربن تأکید می‌کند.

بنابراین در مجموع به نظر می‌رسد که عامل مسلط و تعیین کننده‌ای در شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منطقه منا، شدت مصرف انرژی است. لذا برای کاهش شدت انرژی و بهبود کیفیت محیط زیست باید بر سیاست‌های مبتنی بر افزایش کارایی مصرف انرژی در کشورهای منطقه MENA تأکید گردد.

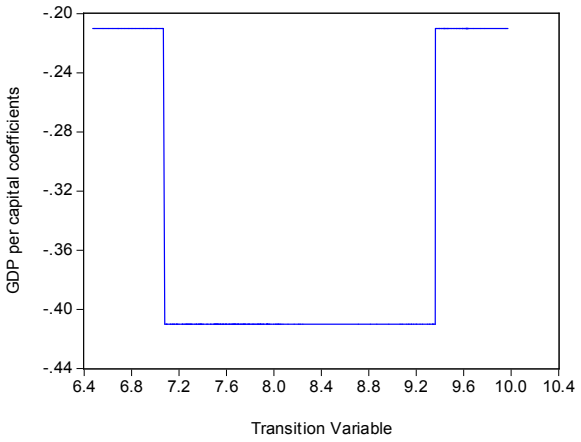
جدول ٦- برآورد مدل PSTR با یک تابع انتقال و دو حد آستانه‌ای

ضرایب بخش غیرخطی مدل		ضرایب بخش خطی مدل	
$\ln Y$	۰/۲۰	$\ln Y$	-۰/٤۱
$\ln ENIT$	-۰/۰۲	$\ln ENIT$	۰/٤٦
$\ln FD$	-۰/۱۵	$\ln FD$	۰/۰۳
$\ln OPEN$	-۰/۲۵	$\ln OPEN$	-۰/۰۲
$\ln coit_{it} = \mu_i - 0/41\ln Y_{it} + 0/46\ln EINT_{it} + 0/03\ln FD_{it} - 0/02\ln OPEN_{it}$ رژیم حدی اول $G(q_{it};\gamma,c) = 0$			
$\ln coit_{it} = \mu_i - 0/21\ln Y_{it} + 0/44\ln EINT_{it} - 0/12\ln FD_{it} - 0/27\ln OPEN$ رژیم حدی دوم $G(q_{it};\gamma,c) = 1$			
$\gamma = 7.8762e+04$ $c_1 = 7.07(anti\ \log = 1176.14\$)$ $c_2 = 9.36(anti\ \log = 11614.39\$)$			

مأخذ: نتایج پژوهش و بر اساس نرم افزار متلب

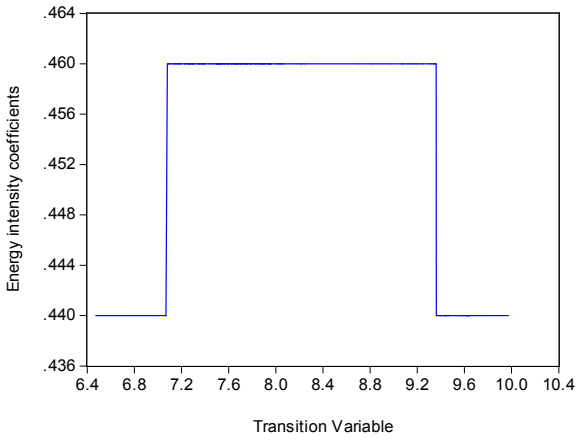
برای درک صریح و روشن نتایج حاصل شده از برآورد مدل PSTR، ضرایب هریک از متغیرها در مقابل مشاهدات متغیر انتقال در نمودارهای (۱) تا (۴) رسم شده است. همان-طور که گفته شد و در نمودارها نیز به وضوح مشاهده می‌شود، رژیم اول در میان دو حد آستانه‌ای برآورد شده قرار دارد و رژیم دوم متناسب با مقادیر کوچکتر و بزرگتر مشاهدات متغیر انتقال در مقایسه با دو حد آستانه‌ای است. همچنین به دلیل برآورد پارامتر شیب بسیار بزرگ ۷۸۷۶۲ تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر با سرعت بسیار زیاد و به‌صورت جهش اتفاق می‌افتد. در نمودار (۱) مشاهده می‌شود که سطح درآمد در رژیم اول باعث کاهش بیشتری در شدت انتشار دی اکسید کربن نسبت به رژیم دوم می‌شود. نمودار (۲) نیز نشان می‌دهد که شدت انرژی همواره منجر به افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود که میزان تأثیرگذاری آن در رژیم اول بیشتر است. بر اساس نمودار (۳) نیز توسعه مالی در رژیم دوم منجر به کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود، اما در رژیم اول به صورت ناچیزی باعث افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود. نمودار (۴) نیز نشان

می‌دهد که درجه باز بودن اقتصاد همواره منجر به کاهش شدت انرژی خواهد شد که میزان تأثیرگذاری آن در رژیم دوم بیشتر از رژیم اول است.



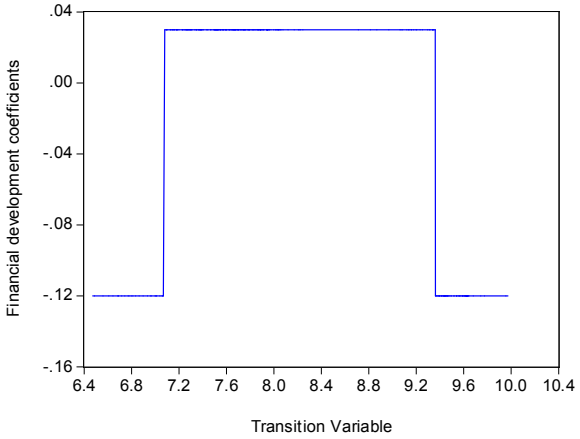
نمودار ۱- ضرایب درآمد سرانه در مقابل متغیر انتقال

منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار متلب



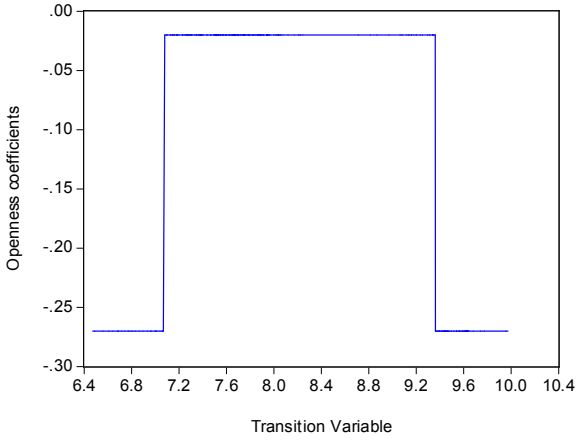
نمودار۲- ضرایب شدت انرژی در مقابل متغیر انتقال

منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار متلب



نمودار ۳- ضرایب توسعه مالی در مقابل متغیر انتقال

منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار متلب



نمودار ٤- ضرایب درجه باز بودن اقتصاد در مقابل متغیر انتقال

منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار متلب

در نهایت به منظور کسب اطمینان از قابل اتکاء بودن نتایج گزارش شده در برآورد رابطه میان درآمد سرانه و شدت انتشار دی اکسید کربن، برخی از آزمون‌های تشخیصی مانند ناهمسانی واریانس، همبستگی سریالی و ثبات ضرایب مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول شماره (۷) نشان می‌دهند که فرضیه همسانی واریانس و همبستگی سریالی مدل برآورد شده رد نشده، لذا مشکل ناهمسانی واریانس و همبستگی سریالی وجود ندارد. از طرفی، فرضیه ثبات ضرایب در سطح معنی‌داری بالایی رد شده که بر مناسب بودن انتخاب مدل PSTR و تغییرات ضرایب دلالت می‌کند.

جدول ۷- آزمون‌های تشخیصی[1]

آزمون	آماره
ناهمسانی واریانس	۰/۱۷
همبستگی سریالی	۰/۲۱
ثبات ضرایب	۰/۰۰۱

مأخذ: نتایج پژوهش با استفاده از نرم افزار متلب

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

از آنجایی که انتشار شتابان دی اکسید کربن ناشی از فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی جوامع بشری است و از طرفی افزایش تولید و رشد اقتصادی به عنوان یکی از مهمترین اهداف کلان کشورها مطرح است، استفاده از تکنولوژی‌های کارامد و دوستدار محیط زیست در فرآیند تولید باعث می‌شود تا سطح تولید مورد دلخواه با انتشار کمتری از دی اکسید کربن توأم باشد. بنابراین به نظر می‌رسد که دوگانگی و چالش میان رشد اقتصادی و دی اکسید کربن با تمرکز بر کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن قابل حل باشد. از این‌رو در این مطالعه به بررسی تأثیر آستانه‌ای درآمد سرانه بر شدت انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منتخب منطقه منا پرداخته شده است. برای این منظور از مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی و متغیرهای توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد، شدت انرژی، تولید ناخالص

۱. قابل توجه است که خروجی برنامه نویسی متلب برای آزمون‌های تشخیصی مدل PSTR، مقدار آماره‌های آزمون را ارائه نمی‌دهد و صرفاً احتمالات مربوطه را گزارش می‌کند

داخلی سرانه و شدت انتشار دی اکسید کربن طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ استفاده شده است.

نتایج آزمون خطی بودن قویاً بر وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه تأکید می‌کند و مدل PSTR با یک تابع انتقال و دو حد آستانه‌ای را برای تصریح کامل رفتار غیرخطی مدل رگرسیونی مورد مطالعه پیشنهاد می‌کند. نتایج برآورد مدل PSTR نشان می‌دهد، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد معادل مقدار قابل توجه ۷۸۷۶۲ برآورد شده است. همچنین مکان‌های تغییر رژیم نیز در دو سطح درآمد سرانه ۱۱۷۶ دلار و ۱۱۶۱۴ دلار برآورد شده است. با توجه به تمایل پارامتر شیب به سمت بی نهایت، دو رژیم حدی وجود دارد که رژیم اول متناسب با مقادیر درآمد سرانه میان دو حد آستانه‌ای است و رژیم دوم متناسب با سطوح درآمدی کمتر از ۱۱۷۶ دلار و بیشتر از ۱۱۶۱۴ دلار است. نتایج ضرایب تخمینی در دو رژیم نیز نشان می‌دهند که درجه باز بودن اقتصاد و درآمد سرانه در هردو رژیم منجر به کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شوند که میزان تأثیرگذاری درآمد سرانه در رژیم اول و درجه باز بودن اقتصاد در رژیم دوم بیشتر است. همچنین توسعه مالی در رژیم اول بصورت ناچیزی منجر به افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود و در رژیم دوم منجر به کاهش آن می‌شود. متغیر شدت انرژی نیز در هردو رژیم مورد مطالعه منجر به افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن می‌شود.

با توجه به نتایج حاصل شده به نظر می‌رسد که عامل مسلط در افزایش شدت انتشار دی اکسید کربن، شدت انرژی در کشورهای منطقه منا می‌باشد. از این‌رو برای کاهش شدت انرژی و بالطبع کاهش شدت انتشار دی اکسید کربن، باید توجه سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان کشورها و منطقه معطوف به استفاده از تکنولوژی و فرآیندهای تولید کارآمد و دوستدار محیط زیست باشد.

٦- منابع

الف) فارسی

پورکاظمی، محمد حسین و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۷)، بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره ۳۴، ۵۷-۷۱.

فطرس، محمد حسن؛ غفاری، هادی و شهبازی، آزاده (۱۳۸۹)، مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۱، ۵۹-۷۷.

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، ۱۷۴-۱۵۹.

ب) انگلیسی

Aslanidis, N. and Xepapadeas, A(2006); "Smooth Transition Pollution-Income Paths". Ecological Economics, Vol.57, pp.182-189.

Beckerman, W. (1992); "Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment? ", World Development, Vol.20, pp.481–496.

Birdsall, N. and Wheeler, D. (1993); "Trade Policy and Industrial Pollution in Latin America: Where Are the Pollution Havens?". Journal of Environment and Development,Vol.2, Issue.1, pp. 137–149.

Claessens, S. and 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.

Daly, H.E. (1977); "Steady-State Economics". The Economics of Biophysical Equilibrium and Moral Growth, W.H. Freemann and Company, San Francisco.

Dasgupta, S., Laplante, B. and Mamingi, N. (2001); "Pollution and Capital Markets in Developing Countries". J. Environ. Econ. Manag, Vol. 42, pp.310–335.

Fok, D., van Dijk, D. and Franses, P. (2004); "A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors". Working Paper, University of Rotterdam.
Fouquau, J., Destais, G. and Hurlin, C. (2009); "Energy demand models: A Threshold Panel Specification of the Kuznets Curve". Applied Economics Letters, Vol.16, pp.1241–1244.
Frankel, J. and Romer, D. (1999); "Does Trade Cause Growth?". Am. Econ. Rev. Vol.89, pp.379–399.
Frankel, J. and Rose, A. (2002); "An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income". Quarterly Journal of EconomicsVol.117, Issue.2, pp. 437–466.
González, A., Teräsvirta, T. and van Dijk, D. (2005); "Panel Smooth Transition Regression Models". SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 604.
Grossmann, G. M. and Krueger, A. B. (1991); "Environmental impact of a North American Free Trade Agreement". NBER Working paper, 3914.

Harbaugh, W. , Levinson, A. and Wilson, D. (2000); "Re-examining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve", NBER Working paper, No.7711.
Heidari, H., Katircioglu, S. and Saeidpour, L. (2015); "Economic growth, CO2 emissions, and energy consumption in the five ASEAN countries". Electrical Power and Energy Systems, Vol.64, pp.785-791.

Islam, F., Shahbaz, M. and Alam, M. (2011);" Financial development and energy consumption nexus in Malaysia: a multivariate time series analysis". Working Paper, MPRA paper 28403.
Jalil, A. and Feridun, M. (2011); "The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis". Energy Economics, Vol.33, pp.284–291.
Jensen, V. (1996); "The Pollution Haven Hypothesis and the Industrial Flight Hypothesis: Some Perspectives on Theory and Empirics". Working Paper 1996.5, Centre for Development and the Environment, University of Oslo.
Jude, E. (2010); "Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach". Journal of Economic Development, Vol.35, pp. 15-33.

Kolstad, A. and Krautkraemer, V. (1993); "Natural resource use and the environment". In: Kneese, A.V., Sweeny, J.L. (Eds.), Handbook of Natural Resource and Energy Economics. Elsevier, Amsterdam.

Narayan, P. K. and Smyth, R. (2009); "Multivariate Granger Causality between Electricity Consumption, Exports and GDP: Evidence from a Panel of Middle Eastern Countries". Energy Policy, Vol.27, pp.229-236.

Opschoor, J. B., Kenneth, B. and Peter, N. (1999); "Environmental Economic and Development, Environmental Analysis and Economic Policy", Vol.5, An Elgar Reference Collection. Cheltenham, UK,Northampton, MA. USA, 619 .

Ozturk, I. and Acaravci, A. (2012); "The Long-Run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey". Energy Economics, Vol.36, pp.262-267.

Ozturk, I. and Acaravci, A. (2010); "CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey". Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol.14, pp.3220–3225.

Sadorsky, P. (2010); "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies", Energy Policy, Vol.38, pp.2528-2535.

Stern, D. (2004); "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve". World Development, Vol.32, pp.1419–1439.

Tamazian, A., Chousa, J.P. and Vadlamannati, C. (2009); "Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from the BRICS Countries". Energy Policy, Vol.37, pp.246–253.

Tamazian, A. and Rao, B.B. (2010); "Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies". Energy Economics, Vol.32, Issue.1, pp.137–145.