

همزمانی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در منحنی زیستمحیطی کوزنتس در کشورهای منتخب اوپک: کاربردی از روش PMG

زهره جلیلی^۱

عباس علوی راد^۲

ابراهیم شریفی^۳

تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۰۱/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۰۲

چکیده:

امروزه مسائل و مشکلات زیستمحیطی نظیر گرم شدن کره زمین در نتیجه انتشار فزاینده گازهای گلخانه‌ای و استفاده از انرژی‌های فسیلی سبب ترغیب به توسعه و استفاده از منابع انرژی با آلودگی کمتر و تجدیدپذیر به عنوان جانشینی بالقوه و پاک برای سوخت‌های فسیلی و تجدیدناپذیر شده است. این پژوهش با هدف مطالعه منحنی زیستمحیطی کوزنتس در همزمانی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، برای ۱۱ کشور منتخب از گروه کشورهای اوپک، طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۳ به صورت مدل غیرخطی درجه دوم، با استفاده از روش PMG انجام شده است. نتایج مطالعه حاکی از تأیید وجود فرضیه EKC و منحنی زیستمحیطی کوزنتس در کشورها و دوره مورد مطالعه می‌باشد. معناداری آماری متغیر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر با ضریب ۰/۶۷ در سطح ۱ درصد نشان می‌دهد به ازای یک درصد افزایش در مصرف این نوع انرژی، ۰/۶۷ درصد بر میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 افزوده می‌شود. به تعبیری استفاده هر چه بیشتر از انرژی‌های تجدیدناپذیر و سوخت‌های فسیلی بر آلودگی محیط‌زیست و هوا می‌افزاید. همچنین، متغیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر با ضریب ۰/۰۰۵ به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: Q39، Q29، O13، C33

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

Email: jallili.zahra.87@gmail.com

۲. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابرکوه

Email: alavi_rad@abarkouhiau.ac.ir

۳. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشگاه آزاد واحد ابرکوه

Email: abrahim.sh8@gmail.com

کلیدوازه‌ها: منحنی زیستمحیطی کوزنتس، انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی‌های تجدیدناپذیر، روش PMG، کشورهای اوپک.

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر آلودگی محیط‌زیست، انتشار گازهای گلخانه‌ای و تغییرات آب و هوایی جزء مهم‌ترین نگرانی‌های زیستمحیطی جهان بوده‌اند و به عنوان بزرگ‌ترین تهدید جهانی به شمار می‌روند (اوپرک و آکاراوسی^۱ (۲۰۱۳)، ص ۲۶۲). امروزه آلودگی‌ها و انتشار گازهای گلخانه‌ای به یکی از چالش‌های اصلی مدیریتی کشورها تبدیل شده و کشورها علاوه بر سیاست‌ها و اقدامات درون مرزی خود، ساماندهی آلودگی در حوزه بین‌المللی را نیز دنبال می‌کنند (پژویان و لشکری‌زاده (۱۳۸۹)، ص ۱۶۹).

یکی از منابع اصلی ایجاد آلودگی‌ها و انتشار گازهای گلخانه‌ای، مصرف سوخت‌های فسیلی است. به طوری که حدود ۹۰ درصد از تولید کل گازهای گلخانه‌ای CO_2 جهان ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی می‌باشد (اولیور و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، ص ۴۶). باید اذعان داشت انجام هر فعالیت اقتصادی مستلزم مصرف انرژی است، لذا از یک طرف انرژی به منزله عامل و محرك رشد اقتصادی، اجتماعی و بهبود کیفیت زندگی انسانی تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب تولید آلاینده‌های زیستمحیطی می‌گردد. به ویژه اگر مصرف انرژی با ناکارآمدی نیز مقارن باشد، فرآیند تولید آلاینده‌ها تشدید می‌شود. به عبارتی از آنجایی که بخش انرژی بیشترین سهم از انتشار گازهای گلخانه‌ای را در جهان دارد، در نتیجه یک تغییر و تحول در تولید و مصرف انرژی امری ضروری به نظر می‌رسد. شیوه‌های جاری در عرضه و مصرف انرژی به لحاظ اقتصادی، محیطی و اجتماعی چندان مؤثر به نظر نمی‌رسند. بنابراین به ناچار باید از تکنولوژی‌هایی که در آن با عرضه و مصرف انرژی، میزان انتشار کربن کاهش می‌یابد، استفاده شود. کارایی انرژی و بهبود کارآمدی انرژی و انواع انرژی تجدیدپذیر، کنترل انتشار دی‌اکسیدکربن، فناوری انرژی هسته‌ای و

1.Ozturk and Acaravci (2013)

2.Oliver et al. (2016)

فناوری های شبکه ای جدید، همگی نیازمند توسعه گستردگی و همه جانبه هستند که هر بخشی از اقتصاد باید شامل این توسعه گردد (آژانس بین المللی انرژی^۱ (۲۰۱۱)). در واقع سوال این است منابع انرژی های فسیلی در سال های آتی به تنها یی جوابگوی نیاز انرژی جهان برای بقا، تکامل و توسعه خواهند بود؟ به دلایلی چون؛ محدودیت و عدم مرغوبیت انرژی های فسیلی، تمام منابع فسیلی و پیشینی افزایش قیمت آنها، مسائل و مشکلات زیست محیطی و آلودگی هوا، گرم شدن زمین، ازدحام جمعیت و عدم امنیت در عرضه آنها در پی بحران های سیاسی، اقتصادی باعث شده اند جواب به سوال فوق منفی بوده و می باشد منابع جدید انرژی جانشین منابع قدیم شوند. بگوم و همکاران^۲ (۲۰۱۴) اقتصاد کم کربن^۳ را ابزار اساسی برای حل و فصل معضلات بین توسعه اقتصادی، بحران انرژی و برقراری تعادل میان اقتصاد، توسعه های اجتماعی و محیط زیست می داند. در این راستا انرژی های تجدیدپذیر به عنوان انرژی های پاک به دور از آلودگی زیست محیطی می توانند در کاهش انتشار گازهای آلاینده همچون دی اکسید کربن و دیگر گازهای گلخانه ای نقش مهمی ایفا کنند.

فرضیه زیست محیطی کوزنتس یکی از ابزارهایی است که به کشورها برای شناخت وضعیت محیط زیست در جریان توسعه یافتنگی شان کمک می کند و تصویری از وضعیت کشور در زمینه تخریب محیط زیست ارائه می دهد، مطالعه فرضیه زیست محیطی کوزنتس با درنظر گیری همزمان مصرف انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در مدل، می تواند کمک شایانی در زمینه سیاستگذاری های زیست محیطی نماید. همچنین کشورهای عضو اوپک^۴ جزء کشورهای در حال توسعه و برخوردار از منابع غنی و گستردگی انرژی بوده و از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می شوند (دینی حصاروئیه و همکاران (۱۳۹۵)، ص ۱۰۶). از این رو توجه به جایگزین های مصرف برای انرژی های

1. International Energy Agency (IEA) (2011)

2. Begum et al. (2014)

3. Low Carbon Economy

4. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

تجدیدناپذیر^۱ و سوخت‌های فسیلی و بررسی اثرات زیست‌محیطی مصرف آنها و اتخاذ رویکرد رشد اقتصادی بالا با حفظ محیط‌زیست، در این گروه کشورها مهم و ضروری می‌باشد. مطالعه حاضر نیز به تعیین وجود یا عدم وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ۱۱ کشور عضو اوپک (الجزایر، اکوادور، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی و ونزوئلا)، با داده‌های سالانه پانل، طی بازه زمانی ۱۹۸۰–۲۰۱۳ می‌پردازد. در مدل برآورده همزمانی مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و تجدیدناپذیر در نظر گرفته شده و از روش‌های^۲ PMG و^۳ MG برای تخمین استفاده شده است که نوآوری مقاله نیز محسوب می‌شود.

ساختار مقاله در ادامه به این شرح است. بحث ابتدایی با توضیحی مختصر در خصوص فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و مبانی نظری شروع خواهد شد. در ادامه روش پژوهش و نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه و در پایان نتیجه‌گیری حاصل از مطالعه بیان می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بررسی رشد اقتصادی با در نظر گرفتن ملاحظات زیست‌محیطی مدت زیادی است که مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. اکثر دانشمندان اقتصاد محیط‌زیست، معتقدند در مراحل اولیه توسعه و در مرحله سریع صنعتی شدن، تقریباً تمام اقتصادها رشد چشمگیری در میزان آلانده را تجربه می‌کنند که اقتصاد را به سمت مشکلات زیست‌محیطی و خیمی سوق می‌دهد؛ اما به تدریج که اقتصاد به مراحل بالاتر توسعه یافته‌گری می‌رسد کیفیت محیط‌زیست نیز بهبود می‌یابد. علت آن می‌تواند الگوی در حال تغییر ترجیحات مردم برای داشتن محیط‌زیست پاک‌تر و وضع سیاست‌ها و کنترل‌هایی خاص بر انتشار آلودگی توسط دولت‌ها باشد. بنابراین در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی، ابتدا شاهد تخریب و سپس بهبود محیط‌زیست هستیم. این روند تغییرات باعث به وجود آمدن رابطه U شکل معکوس بین

5. Non-renewable Energy

2. Pooled Mean Group

3. Mean Group

رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست می‌شود که در ادبیات اقتصاد محیط‌زیست با عنوان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس^۱ (EKC^۲) معروف است (Dinda^۳، ۲۰۰۴، ص ۴۳۲).

بر طبق فرضیه کوزنتس در مراحل اولیه رشد اقتصادی، بر میزان آلودگی‌ها افزوده می‌شود اما بعد از رسیدن به سطحی از درآمد سرانه، سطوح بالاتر درآمد سرانه، سبب بهبود محیط‌زیست و کاهش آلودگی می‌شود (Stern^۴، ۲۰۰۴، ص ۱۴۲۲). آنتویلر و همکاران^۵ (۲۰۰۱) و بلوک و مرت^۶ (۲۰۱۴) معتقدند رابطه غیرخطی موجود بین آلودگی و سطح درآمدی، می‌تواند با توجه به سه عامل اثر مقیاس، ترکیب و تکنولوژی توضیح داده شود و شکل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس منعکس کننده ترکیبی از این اثرات است (شکل ۱).

اثر مقیاس هنگامی که آلودگی با اندازه اقتصاد افزایش می‌یابد، رخ می‌دهد. در واقع اثر مقیاس، توسعه اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست را در تقابل هم قرار می‌دهد و در مراحل اولیه صنعتی شدن توسط یک کشور، به سبب راهاندازی صنایع ابتدایی که اغلب ناکارآمد هستند، اثر مقیاس پدیدار شده و آلودگی افزایش می‌یابد. اثر ترکیب اشاره به تغییر ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و تغییر در ساختار تولید اقتصادی در نتیجه تخصیص مجدد منابع از بخش کشاورزی به صنعت و در نهایت بخش خدمات دارد و به تدریج از میزان آلودگی با افزایش رشد اقتصادی، کاسته می‌شود (شهبازی و همکاران ۱۳۹۴)، ص ۱۱۰-۱۰۹. در نهایت، رابطه آلودگی - درآمد با اثر تکنولوژی بیان می‌شود. طبق نظریه واندر^۷ و پرتر^۸ در

۱. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس ابتدا در رابطه با درآمد سرانه و نابرابری درآمدها در سال ۱۹۵۵ توسط سیمون کوزنتس ارائه شد. وی طی مطالعه خود، در پاسخ به این سوال که چگونه نابرابری درآمدی طی فرآیند رشد اقتصادی تغییر می‌کند، نشان می‌دهد با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمدی نیز در ابتدا افزایش می‌یابد و بعد از رسیدن به سطح معینی از درآمد (نقطه بازگشت) شروع به کاهش می‌نماید. در واقع رابطه میان درآمد سرانه و نابرابری درآمدی را به صورت یک رابطه U معکوس بیان می‌کند.

2. Environmental Kuznets Curve

3. Dinda (2004)

4. Stern (2004)

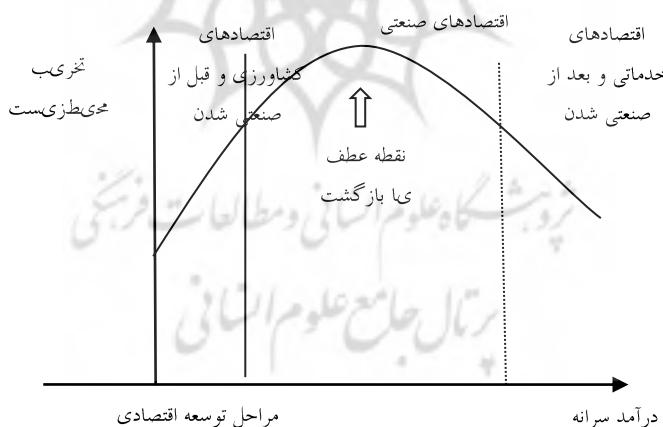
5. Antweiler et al. (2001)

6. Böllük and Mert (2014)

7. Vander

8. Porter

سال ۱۹۹۵ بنگاه‌ها برای کسب سود و موفقیت‌های مالی با هم به رقابت می‌پردازند. نتیجه این رقابت به نوآوری و خلاقیت منجر می‌شود و ناکارایی‌هایی مانند آلدگی و آثار خارجی منفی از بین می‌رود. در واقع اثر تکنولوژی تغییر در فناوری و شیوه تولید به سمت فناوری پاک است که کشورها تکنولوژی‌های پاک را جایگزین تکنولوژی‌های آلدده در فرآیند تولید می‌نمایند (بلوک و مرت (۲۰۱۴)، ص ۴۴۰) به صورتی که بهبود در تکنولوژی تولید، ممکن است مقدار انتشار آلاینده‌ها را در واحد تولید کاهش دهد (آنگ^۱ (۲۰۰۷)، ص ۴۷۷۳). در جمع‌بندی این سه اثر می‌توان گفت که در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، اثر مقیاس بر اثر ترکیب و تکنولوژی غالب است و کیفیت محیط‌زیست بدتر می‌شود، اما در ادامه شدت اثر مقیاس کاهش می‌یابد و دو اثر دیگر تقویت می‌شوند و در نتیجه سطح آلدگی کاهش می‌یابد (فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)، ص ۷۷؛ محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱)، ص ۵ و شهباذی و همکاران (۱۳۹۴)، ص ۱۱۰-۱۰۹).



شکل (۱): منحنی زیست‌محیطی کوزنتس؛ رابطه توسعه اقتصادی و محیط‌زیست
منبع: بلوک و مرت (۲۰۱۴)

بررسی مدل و چارچوب مفهومی فرضیه زیستمحیطی کوزنتس در قالب تابع تولید نئوکلاسیک استاندارد با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس انجام می‌گیرد. در این حالت تابع تولید به شکل زیر قابل بیان است:

$$Y = F(K, L) \quad (1)$$

جاییکه $Y=GDP$ بوده و نشان از میزان تولید ناخالص داخلی در طی زمان دارد، K میزان سرمایه و L بیانگر نیروی کار مؤثر است. بر طبق مدل بگوم و همکاران^۱، تابع انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO_2) از فرآیند تولید ناشی شده و به صورت $CO_2(t) = v(F(Y(t)))$ قابل بیان است. در این تابع، v ، حاکی از نرخ ثابت انتشار گاز CO_2 از فرآیندهای صنعتی می‌باشد. با این حال، میزان انتشار گاز CO_2 از فرآیند تولید، با توجه به ساختار اقتصادی، ساختار رشد، فناوری، ترکیب انرژی و غیره متفاوت است. بر اساس مطالعات تجربی مختلف، برای بررسی فرضیه زیستمحیطی کوزنتس، سه نوع مدل در نظر گرفته می‌شود: ۱. خطی؛ ۲. درجه دوم (U یا معکوس) و ۳. درجه سوم (N یا N معکوس) (فریدل و گتزнер^۲، ۲۰۰۳)، ص ۱۳۶. صورت‌های کلی روابط بین GDP و انتشار گازهای گلخانه‌ای به شرح زیر مطرح می‌باشند:

$$CO_2 = a_0 + a_1 Y_t + G_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$CO_2 = a_0 + a_1 Y_t + a_2 Y_t^2 + G_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln CO_2 = a_0 + a_1 (\ln Y_t) + a_2 (\ln Y_t)^2 + G_t + \varepsilon_t$$

$$CO_2 = a_0 + a_1 Y_t + a_2 Y_t^2 + a_3 Y_t^3 + G_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\ln CO_2 = a_0 + a_1 (\ln Y_t) + a_2 (\ln Y_t)^2 + a_3 (\ln Y_t)^3 + G_t + \varepsilon_t$$

در این مدل‌ها، CO_2 انتشار سرانه گازهای گلخانه‌ای، Y تولید ناخالص داخلی سرانه، G سایر متغیرهای برونزاگی مدل، t زمان، ε جزء اخلال تصادفی و a_i ها نیز ضرایب الگوها می‌باشند (هوانگ و همکاران^۳، ۲۰۰۸)، ص ۲۴۲.

1. Begum et al. (2015)

2. Friedl and Getzner (2003)

3. Huang et al. (2008)

شکل منحنی زیستمحیطی کوزنتس به علامت پارامتر متغیرهای درجه اول، دوم و سوم تولید ناخالص داخلی در مدل‌های بالا بستگی دارد. اگر ضرایب تولید ناخالص داخلی همگی صفر باشند ($a_i = 0$)، یعنی هیچ رابطه‌ای بین انتشار سرانه گازهای گلخانه‌ای (CO_2) و تولید ناخالص داخلی سرانه (Y) وجود ندارد. در رابطه خطی و معادله (۳)، چنانچه $0 > a_1$ باشد، یک رابطه یکنواخت افزایشی بین CO_2 و Y برقرار است و چنانچه $0 < a_1$ باشد، رابطه یکنواخت کاهشی بین CO_2 و Y وجود دارد. در هر دو حالت، رابطه بین انتشار گازهای گلخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی زمانی وجود دارد که a_1 از لحاظ آماری معنادار باشد (هارویکس و دارنه^۱ (۲۰۱۳)، ص ۵). در رابطه (۴)، چنانچه $0 > a_1$ و $0 < a_2$ (و $a_3 = 0$) باشند، منحنی زیستمحیطی کوزنتس برقرار بوده و یک رابطه U شکل معکوس بین انتشار گازهای گلخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی برقرار است یعنی انتظار می‌رود در مرحله نخست با رشد تولید ناخالص داخلی، بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای افزوده شود و سرانجام با توسعه اقتصادی، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کاهش یابد (بلوک و مرت (۲۰۱۴)، ص ۴۴۱). انتظار می‌رود در یک نقطه بحرانی (نقطه بازگشت) روند انتشار آلایینده‌ها تغییر یابد. برای رابطه (۴)، نقطه بازگشت درآمدی در نقطه

$$Y^* = -\frac{a_1}{2a_2}$$

به دست می‌آید (دیزجی و غلامی‌زاد دیزگاه (۱۳۹۱)، ص ۱۴۰). اگر در همین رابطه، $0 < a_1$ و $0 > a_2$ (و $a_3 = 0$) باشند، رابطه بین CO_2 و Y به شکل U بوده و منحنی به دست آمده در این حالت عکس روال معمول نظریه منحنی زیستمحیطی کوزنتس است. در معادله (۵) اگر چنانچه $0 < a_1 < a_2$ و $0 > a_3$ باشند یک چند جمله‌ای درجه سوم و رابطه‌ای به شکل N بین CO_2 و Y وجود دارد (بلوک و مرت (۲۰۱۴)، ص ۴۴۱). در این حالت، ابتدا با رشد اقتصادی انتشار آلایینده افزایش می‌یابد، در مرحله دوم با افزایش رشد اقتصادی انتشار آلایینده‌ها کاهش می‌یابد و در مرحله سوم مانند مرحله اول، با افزایش رشد اقتصادی انتشار آلایینده نیز افزایش می‌یابد. همچنین اگر در معادله (۵)، $0 > a_2 > a_1 < 0$ و $a_3 < 0$ باشند، یک رابطه N معکوس بین CO_2 و

¹Hervieax and Darne (2013)

Y وجود خواهد داشت. البته شکل منحنی زیستمحیطی کوزنتس (EKC) علاوه بر علامت ضرایب متغیرهای مدل‌های مذکور، به معناداری ضرایب نیز بستگی دارد (شجری و همکاران (۱۳۹۲)، ص ۷۳).

حال برای بیان مدل انتشار گاز CO_2 با لحاظ انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، باید در نظر داشت که استفاده از انرژی‌های همچون، نفت، زغال سنگ، گاز، عوامل عمدہ و بالتوه انتشار گاز CO_2 هستند و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به کاهش انتشار گاز CO_2 کمک می‌نماید. در راستای این استدلال می‌توان گفت که کل سرمایه انرژی (طبق رابطه ۱) به دو بخش قابل تقسیم است. یک جزء آن انرژی‌های مربوط به نفت، گاز، زغال سنگ و نظایر آن می‌باشد (K_{NRE})، بخش دیگر انرژی‌های تجدیدپذیر و سازگار با محیط‌زیست درنتیجه مدل انتشار گاز CO_2 بر اساس چارچوب تعادل جزئی با در نظر گرفتن انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر مانند مدل زیر قابل بیان است:

$$\ln \text{CO}_2 = \beta_0 + \beta_1 \text{GDP} + \beta_2 K_{RE} + \beta_3 K_{NRE} + \varepsilon \quad (5)$$

بر طبق گروسمن و کروگر^۱ (۱۹۹۵) که رابطه بین GDP و CO_2 را غیرخطی در نظر گرفته بودند، مدل به شکل زیر می‌تواند نشان داده شود:

$$\ln \text{CO}_2 = \beta_0 + \beta_1 \text{GDP} + \beta_2 \text{GDP}^2 + \beta_3 K_{RE} + \beta_4 K_{NRE} + \varepsilon \quad (6)$$

در معادله (۶)، انتظار براین است که برای برقراری فرضیه زیستمحیطی کوزنتس علامات β_1 و β_2 به ترتیب مثبت و منفی باشند. همچنین علامات β_3 و β_4 نیز به ترتیب مثبت و منفی در نظر گرفته می‌شوند. مدل مذکور در معادله (۷) نیز فرم درجه سوم می‌باشد.

$$\ln \text{CO}_2 = \beta_0 + \beta_1 \text{GDP} + \beta_2 \text{GDP}^2 + \beta_3 \text{GDP}^3 + \beta_4 K_{RE} + \beta_5 K_{NRE} + \varepsilon \quad (7)$$

¹ Grossman and Kruger (1995)

چنانچه $0 < \beta_2 < \beta_1 < 0$ و $\beta_3 > 0$ باشد، رابطه‌ای به شکل N بین انتشار گاز CO_2 و GDP وجود خواهد داشت و اگر در معادله فوق، $0 < \beta_1 < \beta_2 < 0$ و $\beta_3 > 0$ باشد، رابطه N معکوس بین انتشار گاز CO_2 و GDP برقرار است (بگوم و همکاران (۲۰۱۵)، ص ۵۹۶). مطالعات مختلفی در حوزه بررسی منحنی زیستمحیطی کوزنتس صورت گرفته است که با توجه به موضوع مورد بررسی، به چند مطالعه داخلی و خارجی اشاره می‌شود.

امیرتیموری و خلیلیان (۱۳۸۸) به مطالعه رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو اوپک برای سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۶ پرداختند. تخمین مدل با استفاده از مدل اثرات ثابت نشان از رد فرضیه منحنی زیستمحیطی کوزنتس برای کشورهای عضو اوپک داشت. مطالعه فطرس و همکاران (۱۳۸۹)، در خصوص رابطه آلدگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ نشان داد فرضیه زیستمحیطی کوزنتس در این کشورها صادق می‌باشد. خوش اخلاق و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی وجود منحنی زیستمحیطی کوزنتس با مدلی مبتنی بر پایه‌های اقتصاد خردی در استان‌های کشور پرداختند. در مدل مبتنی بر اقتصاد خرد، خانوارها با تصمیم درباره مصرف کالای کثيف یا تمیز مواجه هستند. نتایج نشان می‌دهند شیوه تصمیم‌گیری خانوارها به گونه‌ای است که وجود منحنی محیط‌زیست کوزنتس تأیید می‌شود. در گاهی و بهرامی غلامی (۱۳۹۰) با مطالعه عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی‌اسیدکربن در کشورهای¹ OECD و اوپک، با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۷، به این نتیجه دست یافتند که برای کشورهای OECD،تابع از درجه سوم برقرار است اما برای کشورهای عضو اوپک وجود منحنی زیستمحیطی کوزنتس به شکل U معکوس، تأیید نمی‌شود. بررسی مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱) در خصوص رابطه مصرف انرژی و درآمد و آزمون فرضیه زیستمحیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل برای کشورهای اوپک، در بازه زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۸ نشان داد فرضیه زیستمحیطی کوزنتس تأیید می‌شود. حیدری و رنجبر فلاح (۱۳۹۱) موضوع رابطه رشد

1.Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عمدۀ اوپک، طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۶ را مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه دست یافتند رابطه میان رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن به شکل درجه سوم بوده و N شکل است. حری و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تحریب زیست‌محیطی در ایران در چارچوب فرضیه زیست‌محیطی کوزننس، طی دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۰ و با استفاده از رویکرد ARDL پرداختند و نتایج حاکی از رد فرضیه زیست‌محیطی کوزننس در بلندمدت در ایران دارد. بررسی شهbazی و همکاران (۱۳۹۴)، در خصوص عوامل مؤثر در انتشار آلودگی هوا در کشورهای حوزه دریای خزر با رهیافت مدل دوربین فضایی تابلویی، برای سال‌های ۱۹۹۲-۲۰۱۰ انجام گرفت و نتایج نشان داد برای کشورهای تحت بررسی فرضیه زیست‌محیطی کوزننس فضایی تأیید می‌شود. استادزاد و بهلوانی (۱۳۹۴) به برآورد منحنی زیست‌محیطی کوزننس با استفاده از روش بهینه‌سازی تکاملی الگوریتم ژنتیک در دو الگوی ایستا و پویا برای اقتصاد ایران پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد، اقتصاد ایران در قسمت صعودی منحنی زیست‌محیطی کوزننس قرار دارد و به منظور رسیدن به نقطه بحرانی منحنی زیست‌محیطی کوزننس، ۱۲ درصد از کل انرژی باید توسط انرژی‌های تجدیدپذیر تولید شود. مطالعه میرزایی و همکاران (۱۳۹۵) در ارتباط با اقتصاد سایه و نقش آن در کنترل آسیب‌های زیست‌محیطی برای گروه کشورهای منطقه من نشان داد ارتباط بین اقتصاد سایه و فشار زیست‌محیطی (خسارت‌های ناشی از انتشار گاز دی‌اکسید کربن) و رابطه بین درآمد سرانه و فشار زیست‌محیطی مثبت و معنادار است.

اکبستانسی و همکاران^۱ (۲۰۰۹) رابطه بین انتشار CO_2 و SO_2 با مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ترکیه، در سطح ملی و ۵۲ استان این کشور بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان‌دهنده برقراری رابطه‌ای یکنوا و افزایشی بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی در سطح ملی بوده و وجود فرضیه زیست‌محیطی کوزننس اثبات نشد. نتایج در سطح استانی

1.Akbostanc et al. (2009)

نیز نشان‌دهنده رابطه U معکوس بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی است. ایواتا و همکاران^۱ (۲۰۱۰) در مطالعه خود با استفاده از مدل بسط داده شده EKC رابطه بین متغیر انرژی هسته‌ای و انتشار دی‌اکسید کربن را مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از تایید این رابطه در فرانسه داشت. پارک و لی^۲ (۲۰۱۱) وجود فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای ۱۶ منطقه شهری کره‌جنوبی، طی بازه زمانی ۱۹۹۰–۲۰۰۵، برای انتشار گاز CO₂ و SO₂ بررسی کردند. آنها نشان دادند که برای انتشار گازهای CO₂ و SO₂ منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای مناطق مختلف به شکل U معکوس و در مورد انتشار گاز NO₂ شکل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس N بوده است. فراهانی و شهباز^۳ (۲۰۱۴) نقش برق تولیدی از منبع انرژی‌های تجدیدپذیر و انرژی‌های تجدیدناپذیر و تولید را بر کاهش انتشار گاز CO₂ در ۱۰ کشور منطقه‌منا مورد مطالعه قرار دادند. نتایج به دست آمده از مدل‌های DOLS^۴ و FMOLS^۵ نشان دادند رابطه بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار گاز CO₂، U شکل معکوس بوده و حاکی از برقراری رابطه منحنی کوزنتس می‌باشد. بلوک و مرت (۲۰۱۴)، برای ۱۶ کشور اتحادیه اروپا فرضیه EKC را در حضور درآمد و مصرف انرژی برای دوره ۱۹۹۰–۲۰۰۸ مرد بررسی قرار می‌دهند. مطالعه آنها برقراری فرضیه EKC را تأیید نمی‌کند اما یکی از مهم‌ترین نتایج مطالعه آنها این بود که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر از مصرف انرژی‌های فسیلی و تجدیدناپذیر حدود ۱/۲ در واحد انتشار گازهای گلخانه‌ای، کمتر آلودگی ایجاد می‌کند. مطالعه رابطه پویای میان CO₂، تولیدات بخشی و رشد اقتصادی توسط المامون و همکاران^۵ (۲۰۱۴) برای دوره ۱۹۸۰–۲۰۰۹ برای کشورهای مختلف نشان داد به جز کشورهای با درآمد بالا، منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) یک پدیده عمومی در سراسر جهان است. مطالعه‌ای به

1.Iwata et al (2010)

2.Park and Lee (2011)

3.Farhani and Shahbaz (2014)

4.Fully Modified OLS (FMOLS)

5.Al Mamun et al. (2014)

منظور بررسی اثر پویای مصرف خانوار بر روی انتشار گاز CO_2 ناشی از مصرف انرژی خانوارها در مالزی توسط سوهاگ و همکارانش^۱ در سال ۲۰۱۴ انجام گرفت. نتیجه مطالعه با استفاده از روش ARDL و برای دوره ۱۹۷۱-۲۰۱۰ نشان داد رابطه بین دو متغیر مذکور هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، غیرخطی است و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برقرار می‌باشد. بگوم و همکاران (۲۰۱۵) به بررسی اثرات پویای رشد اقتصادی، مصرف انرژی و جمعیت بر انتشار گاز CO_2 در اقتصاد مالزی با استفاده از روش‌های ARDL و DOLS پرداختند. مطالعه آنها عدم تأیید فرضیه EKC را به همراه داشت. مطالعه آپرجیس و ازتورک^۲ (۲۰۱۵) در خصوص وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ۱۴ کشور آسیایی، طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۱، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM^۳) نشان از تأیید فرضیه وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در این کشورها داشت. جبلی و همکاران^۴ (۲۰۱۵)، به منظور بررسی نقش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجارت در تجزیه و تحلیل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای جنوب صحرای آفریقا از داده‌های دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۰ و روش‌های علیت گرنجری و FMOLS استفاده کردند و نتایج بیانگر رد فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای مورد مطالعه داشت.

مطالعات مختلف بررسی شده در این بخش، به آزمون وجود یا عدم وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس پرداخته‌اند که نتایج متفاوتی نیز گزارش شده است. بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد نتایج متفاوت مطالعات ناشی از تفاوت در نمونه کشور(های) مورد مطالعه، دوره زمانی و روش‌های اقتصادسنجی بوده است. برخی مطالعات حاکی از برقراری فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و به صورت U معکوس بوده حال آنکه برخی دیگر از مطالعات شواهدی مبنی بر تأکید این فرضیه ارائه نداده‌اند. تمایز مطالعه حاضر با بسیاری مطالعات ذکر شده نیز مربوط به در نظر گیری همزمان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و

1.Sohag et al. (2014)

2.Apergis and Ozturk (2015)

3.Generalized Method of Moments

4.Jebli et al. (2015)

تجدیدناپذیر در مدل بوده و روش اقتصادسنجی بکار رفته در مطالعه حاضر با ملاحظه ناهمگنی کشورهای انتخابی در نمونه، نتایج معبری برای تفسیر ارائه می‌دهد.

۳. روش پژوهش

الگوی موردنظر پژوهش به صورت یک معادله پانلی است. برای انتخاب بهترین روش تخمینی برای مدل در نظر گرفته شده، لازم است فروض روش‌های تخمینی بررسی شود. از جمله این شروط ناهمگنی پانل است یعنی ضرایب شیب یکسان نیستند. برای برآورد مدل، به بررسی روش‌های تخمینی، تحت شرایطی پرداخته می‌شود. زمانی که T کوچک باشد، پسaran و اسمیت^۱ (۱۹۹۵) نشان دادند تحت این فروض که پارامترهای خاص هر گروه و مقطع به صورت مستقل از رگرسورها توزیع شده‌اند و رگرسورها اکیداً برونز باشند، رگرسیون مقاطع براساس میانگین‌های زمانی از متغیرها، برآوردهای سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهند. اما برای T ‌های بزرگ‌تر، روش‌هایی نظیر برآوردگرهای اثرات ثابت (FE^۲)، متغیرهای ابزاری یا گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ضرایب ناسازگار و تخمین‌های نادرستی از مقادیر میانگین پارامترها در حالتی که پانل ناهمگن باشد، به دست می‌دهند مگر اینکه واقعاً ضرایب شیب یکسان باشند. اما در بسیاری از داده‌های پانلی، ضرایب شیب به صورت معناداری میان گروه‌ها متفاوت هستند. برای برآورد مدل با فرض ناهمگنی ضرایب، پسaran و اسمیت (۱۹۹۵) روش میانگین گروهی (MG) را ارائه می‌دهند. روش میانگین گروهی، در حقیقت تعمیم یافته روش ARDL است. چون ARDL شامل وقفه متغیر وابسته می‌شود بنابراین روشهای برای تخمین پانل دینامیک محسوب می‌شود. در این روش ابتدا برای هر مقطع یک ARDL تخمین زده شده و میانگین ضرایب برآورده محاسبه می‌شود. با این برآوردگر، عرض از مبدأها، ضرایب شیب و واریانس‌ها امکان تغییر

1.Pesaran and Smith (1995)

2.Fixed Effects

در همه گروهها را دارند. برای توضیح بیشتر مدل ARDL($p, q_1, 0, q_k$) زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^P \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

جاییکه $i = 1, 2, \dots, N$ بیانگر تعداد گروهها، $t = 1, 2, \dots, T$ معرف تعداد دورهها، X_{it} بردار $1 \times K$ از متغیرهای توضیحی، δ_{it} بردار ضرایب با بعد 1×1 ، $K \times 1$ بردار اسکالارها و μ_i اثر هر گروه (اثر ثابت (FE)) هستند. همچنین T بایستی به اندازه کافی بزرگ باشد برای اینکه مدل بتواند برای هر گروه به صورت جداگانه‌ای تخمین زده شود. علاوه بر این، روندهای زمانی و یا دیگر متغیرهای توضیحی ممکن است در مدل آورده شوند. اگر متغیرهای موجود در فرمول (8)، همانباشه باشند، عبارت خطابرای همه آنها دارای فرآیند $I(0)$ خواهد بود. یکی از ویژگی‌های اصلی متغیرهای انباشه، واکنش به هرگونه انحراف از تعادل بلندمدت است. بنابراین رابطه (8) می‌تواند به صورت مدل تصحیح خطای برداری زیر بیان شود:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{P-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

جاییکه $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^P \lambda_{ij})$ برابرند، δ'_{ij}^* و λ_{ij}^* با $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$ ، $j = 1, 2, \dots, q-1$ و $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^P \lambda_{im}$ ، $j = 1, 2, \dots, p-1$ ، $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$ هستند. پارامتر ϕ_i سرعت تعديل خطاست. اگر $\phi_i = 0$ باشد، رابطه بلندمدتی وجود نخواهد داشت. تحت این فرض که متغیرها، بازگشت به تعادل بلندمدت را نشان دهند، انتظار می‌رود که علامت این پارامتر منفی و معنادار باشد. همچنین θ'_i شامل روابط بلندمدت بین متغیرهاست.

همچنین پسران، شین و اسمیت^۱ (۱۹۹۹) برآورد گر میانگین گروهی انباشه (PMG) را برای تخمین معادله (9) ارائه دادند. برآورد گر میانگین گروهی انباشه اجازه تغییر عرض از

1.Pesaran, Shin and Smith (1999)

مبدأ، ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس خطاهای را در میان گروه‌ها می‌دهد (با عنوان برآورده گر MG) اما قیدی را بر ضرایب بلندمدت اعمال می‌کند که در بین گروه‌ها یکسان باشند (مانند برآورده گر اثرات ثابت). از آنجائیکه رابطه^(۶) از جهت پارامترها غیرخطی است، پسران، شین و اسمیت^(۱۹۹۹) روش حداقل راستنمایی (ML) را برای تخمین پارامترها توسعه دادند.تابع راستنمایی به عنوان تابع راستنمایی هر مقطع و با گرفتن لگاریتم از آنها به صورت زیر بیان می‌شود:

$$l_T(\theta', \varphi', \sigma') = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(2\pi\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} \{\Delta y_i - \phi_i' \xi_i(\theta)\} H_i \{\Delta y_i - \phi_i' \xi_i(\theta)\} \quad (10)$$

در رابطه (۱۰) برای $i=1,2,\dots,N$ جائیکه داریم: $y_{i,t-1} - X_i \theta_i = \Delta y_i - \phi_i' \xi_i(\theta)$ و $I_T = I_T - W_i(W_i W_i)^{-1} W_i$. $H_i = I_T - W_i(W_i W_i)^{-1} W_i$ ماتریس یکه از درجه T و $W_i = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p+1}, \Delta X_i, \Delta X_{i,t-1}, \dots, \Delta X_{i,t-q+1})$ می‌باشد. شروع یک برآورد اولیه از بردار ضرایب بلندمدت θ^{00} ، ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل خاص هر گروه، می‌تواند با تخمین رگرسیونی از Δy_i بر روی $\phi_i' W_i$ (انجام شود. برای برآورد θ این تخمین‌های شرطی تکرار می‌شوند و این فرآیند تا دستیابی به همگرایی ادامه می‌یابد. پارامترهای MG میانگین غیروزنی از ضرایب انفرادی هستند. به عنوان مثال، تخمین MG از ضریب تصحیح خطای θ برابر است با:

$$\hat{\theta}^{00} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\phi}_i^{00} \quad (11)$$

واریانس:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\theta}^{00}}^2 = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (\hat{\phi}_i^{00} - \bar{\phi}^{00})^2 \quad (12)$$

میانگین و واریانس ضرایب کوتاه‌مدت نیز به طور مشابه تخمین زده می‌شوند (بلکبورن و فرانک^۲، ۲۰۰۷).

1. Maximum Likelihood

2. Blackburne and Frank (2007)

همزمانی مصرف انرژی های تجدیدپذیر و ...^{۷۹}

پارامترهای PMG نیز از طریق مشتق‌گیری مرتبه اول از رابطه (۱۰) به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$\theta_{\text{PMG}} = \left\{ \sum_{i=1}^N \frac{\phi_i^{60}}{\phi_i^{20}} X_i' H_i X_i \right\}^{-1} - \left\{ \sum_{i=1}^N \frac{\phi_i^{60}}{\phi_i^{20}} X_i' H_i (\Delta y_i - \phi_i^{60} y_{i,-1}) \right\} \quad (13)$$

$$, \quad i = 1, \dots, N \quad \phi_i^{60} = (\phi_i^{60} H_i \phi_i^{20})^{-1} \xi_i' H_i \Delta y_i \quad (14)$$

$$, \quad i = 1, \dots, N \quad \phi_i^{20} = T^{-1}(\Delta y_i - \phi_i^{60} \xi_i' H_i (\Delta y_i - \phi_i^{60} y_{i,-1})) \quad (15)$$

جاییکه ϕ_i^{60} را داریم. تخمین با یک مقدار اولیه‌ای از θ که θ^{60} نامیده می‌شود، شروع شده و برآوردهای ϕ_i و σ_i^2 نیز با توجه به روابط (۱۴) و (۱۵) محاسبه می‌شوند که دوباره می‌توانند در رابطه (۱۳) جایگذاری شده تا تخمین جدیدی از θ که θ^{60} است، بدست آید. این مراحل تا رسیدن به همگرایی ادامه می‌یابد و به این صورت مقدار ضریب PMG حاصل می‌شود (پسران و همکاران، ۱۹۹۹).

مدل تحقیق حاضر برگرفته از مقاله بلوک و مرت (۲۰۱۴) بوده و معادله آن به صورت

زیر می‌باشد:

$$\ln CO_{2i,t} = \alpha + \beta_1 \ln GDP_{i,t} + \beta_2 \ln GDP_{i,t}^2 + \beta_3 RE_{i,t} + \beta_4 \ln EU_{i,t} + \beta_5 PG_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

در معادله فوق، $\ln CO_{2i,t}$ لگاریتم طبیعی انتشار گاز دی‌اکسید کربن سرانه به واحد تن به عنوان معرفی از آلودگی هواست. $\ln GDP_{i,t}$ لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه کشورها به سال پایه ۲۰۰۵ و واحد دلار است. $\ln GDP_{i,t}^2$ لگاریتم طبیعی مربع تولید ناخالص داخلی سرانه کشورها به سال پایه ۲۰۰۵ و دلار می‌باشد. $RE_{i,t}$ مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به صورت درصدی از مصرف کل انرژی است. انرژی‌های تجدیدپذیر شامل انرژی‌های حاصل از بازیافت^۱، زمین گرمایی^۲، آبی^۳، باد^۴ و خورشیدی^۵ می‌باشند

1.Biomass

2.Geothermal

3.Hydro

4.Wind

5.Solar

(садرسکی^۱ ۲۰۰۹)، ص ۴۵۶). InEU_{i,t} معرف لگاریتم میزان مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر سرانه بر حسب کیلوگرم معادل نفت خام می‌باشد. انرژی‌های تجدیدناپذیر یا فسیلی نیز شامل نفت، زغال سنگ و گاز طبیعی است (садرسکی، ۲۰۰۹: ۴۵۶). PG_{i,t} معرف رشد جمعیت و $\beta_{i,t}$ جزء اخلاق‌های مدل می‌باشد. همچنین آشناگر کشورها و α معرف دوره زمانی است. داده‌های مورد استفاده به صورت سالانه برای ۱۱ کشور عضو اوپک (الجزایر، اکوادور، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی و ونزوئلا) و برای سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۳ می‌باشد. به دلیل عدم دسترسی به داده‌های کشور آنگولا، این کشور از نمونه حذف شد. همچنین داده‌ها از سایت بانک جهانی (WDI^۲) استخراج شده‌اند.

۴. نتایج برآورد

با توجه به کوتاه نبودن دوره زمانی مورد مطالعه لازم است ابتدا وجود ریشه واحد در متغیرها بررسی شود تا از مشکلات مربوط به رگرسیون کاذب پرهیز شود. بدین منظور با استفاده از آزمون‌های مختلف ریشه واحد داده‌های پانلی، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از انجام آزمون‌های ریشه واحد لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین در جدول (۱) گزارش شده‌اند.

1.Sadorsky

2.World Development Indicators

(<http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators>)

جدول (۱): نتایج آزمون های ریشه واحد پانلی

آزمون های ریشه واحد پانلی				متغیرها
ایم، پسران و شین		لوین، لین و چو		
با یک بار تفاضل گیری	در سطح	با یک بار تفاضل گیری	در سطح	
***-۳/۴۸۹	-۱/۶۴۴	**-۱۲/۱۴۸	-۴/۵۱۱	LCO ₂
***-۳/۰۶۹	-۲/۰۴۶	-۱۰/۰۴۸*	-۶/۹۳۴	LGDPC
***-۴/۲۲۷	-۲/۴۹۵*	***-۱۳/۰۵۹	-۸/۱۱۰**	LEU
-۲/۹۱۲	-۱/۵۴۲	-۹/۷۳۱	-۵/۱۱۸	PG
***-۳/۷۹۷	-۲/۰۹۲*	***-۱۱/۷۲۸	***-۷/۴۵۳	RE

منبع: یافته های پژوهش

علامات ***, ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱/۰، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می دهند.

نتایج به دست آمده نشان می دهند، متغیر LGDPC به ترتیب با آزمون های ریشه واحد LLC و IPS در سطح معناداری ۱۰ درصد و ۱ درصد با یک بار تفاضل گیری ماناست. همچنین متغیر LCO₂ در سطح مانا نمی باشد و با یکبار تفاضل گیری با آزمون ریشه واحد LLC در سطح معناداری ۵ درصد و با آزمون IPS در سطح معناداری ۱ درصد ماناست. متغیر LEU در سطح به ترتیب در سطوح ۵ و ۱۰ درصد معناداری، با آزمون های LLC و IPS مانا می باشد. با استفاده از هر دو آزمون LLC و IPS، متغیر PG با یکبار تفاضل گیری در سطح معناداری ۱ درصد مانا می باشد. همچنین متغیر RE به ترتیب در سطوح ۱ و ۱۰ درصد معناداری، با آزمون های LLC و IPS در سطح مانا است. از آنجایی که متغیرها از درجات مختلف مانا هستند، نتایج آزمون ریشه واحد دلالت بر این دارد که روش پسران و همکاران (۱۹۹۹)، روش مناسبی برای تخمین مدل خواهد بود.

نتایج حاصل از برآورد مدل غیرخطی در جدول شماره (۲) گزارش شده است. برای انتخاب روش مناسب از آزمون هاسمن^۱ استفاده می شود. فرضیه صفر این آزمون بحث

۱.Hausman Test

می‌کند که هیچ تفاوتی بین ضرایب تخمینی روش‌های MG و PMG وجود ندارد در واقع همگنی ضرایب بلندمدت را در مقابل فرضیه جایگزین آزمون می‌کند. این آزمون روش کارا را در مقابل روش ناکارا، با اطمینان از اینکه روش کارا ضرایب سازگاری را به دست می‌دهد، آزمون می‌نماید. با توجه به نتایج به دست آمده، احتمالات آماره آزمون هاسمن برابر با $0/40$ می‌باشد که بزرگ‌تر از $0/05$ بوده و بر این اساس آزمون هاسمن نشان می‌دهد روش PMG از روش MG، کاراتر است و ضرایب در کوتاه‌مدت ناهمگن و در بلندمدت همگن هستند. بر این اساس، تفسیر نتایج برآورده برای روش PMG انجام می‌گیرد. نتایج تخمین مدل غیرخطی برای بررسی وجود یا عدم وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بیانگر تأیید این فرضیه است. علامت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنادار در سطح ۱ درصد و علامت متغیر درجه دوم تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و معنادار در سطح ۵ درصد می‌باشد. علامت این متغیرها نشان می‌دهد منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به صورت غیرخطی و به شکل U معکوس برقرار است و با نتایج مطالعات ایواتا و همکاران (۲۰۱۰)، پارک و لی (۲۰۱۱)، فراهانی و شهباز (۲۰۱۴)، المامون و همکاران (۲۰۱۴)، سوهاک و همکاران (۲۰۱۴) و آپرجیس و ازتورک (۲۰۱۵) مطابقت دارد.

همزمانی مصرف انرژی های تجدیدپذیر و ...

جدول (۲): تخمین مدل غیرخطی EKC کشورهای اوپک با درنظرگیری انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر

کوتاه مدت		متغیرها
MG	PMG	
-۰/۳۵۴***	-۰/۲۸۲***	تصحیح خطأ
(۰/۰۶۵۰)	(۰/۰۶۷۶)	
-۲۹/۲۲	-۳۸/۰۳	ΔLGDPC
(۳۴/۳۱)	(۳۶/۹۲)	
۱/۲۶۰	۱/۷۴۰	ΔLGDPC^2
(۱/۵۵۰)	(۱/۷۴۸)	
۰/۵۸۹***	۰/۴۲۲***	ΔLEU
(۰/۱۸۶)	(۰/۱۲۳)	
۰/۱۱۱	۰/۰۵۸۳	ΔPG
(۰/۱۱۵)	(۰/۱۱۱)	
-۰/۱۶۹	-۰/۱۳۷	ΔRE
(۰/۳۵۴)	(۰/۱۹۶)	
-۲/۵۱۵*	-۱/۸۱۶***	Constant
(۱/۶۳۵)	(۰/۴۲۶)	
۰/۴۰۶۲ = P- Value	۵/۰۸	H test
بلند مدت		متغیرها
MG	PMG	LGDPC
-۰/۰۳۸۶	۰/۶۴۲***	
(۱/۵۳۱)	(۰/۲۰۴)	
-۰/۰۳۴۷	-۰/۰۳۰۷**	LGDPC^2
(۰/۰۵۲۲)	(۰/۰۱۴۶)	
۰/۳۱۶	۰/۶۶۸***	LEU
(۱/۹۰۵)	(۰/۱۰۷)	
-۱/۷۲۱	-۰/۰۱۸۳	PG
(۱/۵۸۳)	(۰/۰۱۰۹)	
-۰/۶۲۹	-۰/۰۰۵۴۸	RE
(۰/۵۵۶)	(۰/۰۱۴۱)	
۳۶۳	۳۶۳	تعداد مشاهدات

منبع: یافته های پژوهش

علامات **، *** و * معناداری را در سطوح معناداری ۱/۱۰، ۱/۵ و ۱/۱۰ را بیان می کنند. اعداد داخل پرانتز

انحراف معیار می باشند.

همانطور که ملاحظه می شود، مثبت بودن ضریب متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه معادل ۰/۶۴۳ نشان از افزایش سطح آسودگی منتشر شده به ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. به عبارت دیگر، در کشورهای مورد بررسی، میزان

افزایش در آلدگی آب به ازای هر واحد افزایش درآمد سرانه، روند صعودی داشته که خود حاکی از این است که میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO_2) در اکثر کشورهای مورد بررسی به ازای هر واحد درآمد سرانه افزایش یافته و این ضریب تلویحاً این واقعیت را بیان می‌کند که افزایش درآمد سرانه (رشد اقتصادی) با تشديد آلدگی همراه بوده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب به دست آمده برای متغیر مجدول لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و معادل -0.031 می‌باشد. این ضریب عمدتاً در ارتباط با آن تعداد از کشورهای نمونه که در سطح بالاتری از درآمد سرانه (رشد اقتصادی) قرار دارند معنا می‌یابد و قابل توجیه است و حکایت از روند نزولی میان درآمد سرانه و میزان تولید آلدگی دارد. به عبارت دیگر، این ضریب مربوط به آن بخش از منحنی کوزنتس است که بعد از نقطه بازگشت قرار دارد. برای کشورهای مورد بررسی، نقطه بازگشت 10.47 به دست آمده است.^۱

جدول (۳): متوسط لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه بین سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۳

LGDPC	نام کشور	LGDPC	نام کشور	LGDPC	نام کشور
۷/۷۴	ایران	۷/۹۶	اکوادور	۷/۹۰	الجزایر
۸/۹۳	لیبی	۱۰/۳۳	کویت	۷/۳۷	عراق
۹/۵۴	عربستان سعودی	۱۰/۸۱	قطر	۶/۵۱	نیجریه
		۸/۶۴	ونزوئلا	۱۰/۶۶	امارات متحده عربی

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۳) در میان گروه کشورهای مورد بررسی، کشورهای الجزایر، اکوادور، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عربستان سعودی و ونزوئلا در نیمه صعودی منحنی کوزنتس و کشورهای قطر و امارات متحده عربی با گذشتن از نقطه بحرانی، در مسیر نزولی منحنی کوزنتس قرار گرفته‌اند که بیانگر وجود رابطه معکوس میان رشد اقتصادی و آلدگی زیستمحیطی می‌باشد. نیجریه با قرار گرفتن در نقطه 6.51 بدترین وضعیت و قطر با جای گرفتن در نقطه 10.81 (نیمه نزولی منحنی کوزنتس) مطلوب‌ترین شرایط را دارد.

۱. محاسبه نقطه بازگشت با استفاده از فرمول $y^* = -a_1/2a_2$ امکان‌پذیر است.

همچنین ضریب به دست آمده برای مصرف انرژی های تجدیدناپذیر در سطح ۱ درصد معنادار بوده و نشان می دهد با افزایش مصرف انرژی های تجدیدناپذیر بر میزان آلایندگی هوا افزوده می شود. این نتایج مطابق با انتظارات تئوریک می باشد و با نتایج اکثر مطالعات نظری مطالعات سویتاں و همکاران^۱ (۲۰۰۷)، هالیچی او گلو^۲ (۲۰۰۸)، ایواتا و همکاران (۲۰۱۰)، آپرجیس و همکاران^۳ (۲۰۱۰)، پارک و لی (۲۰۱۱)، ژانگ و همکاران^۴ (۲۰۱۲) و فراهانی و شهباز (۲۰۱۴) در این زمینه همخوانی دارد. رابطه مثبت بین درآمد سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن نشان می دهد کشورهای مورد مطالعه برای رسیدن به رشد اقتصادی به سمت افزایش بی رویه مصرف منابع سوخت های فسیلی و فشار بر محیط زیست گرایش پیدا کرده اند. با توجه به اینکه رشد اقتصادی کشورها منجر به افزایش تقاضای انرژی می شود، نیازهای جدید و فشار فزاینده ای را بر مصرف انرژی وارد می سازد (اسدزاده و جلیلی، ۱۳۹۴: ۱۶۴). از این رو می توان بیان داشت کشورهای مورد مطالعه در مسیر حرکت به سمت توسعه، نیازمند مصرف بیشتر انرژی بوده و در این مسیر با تأکید بر استفاده از منابع سوختی فسیلی و تجدیدناپذیر خود، به واردات صنایع آآلایندگی از کشورهای توسعه یافته اقدام نموده اند که در نتیجه سبب افزایش انتشار گاز CO_2 شده است. ضریب متغیر انرژی های تجدیدپذیر نیز منفی است اما به لحاظ آماری معنادار نمی باشد. ضریب منفی این متغیر نشان می دهد در صورت جایگزینی انرژی های تجدیدپذیر با مصرف انرژی های تجدیدناپذیر و افزایش مصرف آنها، از میزان انتشار گازهای گلخانه ای کاسته خواهد شد. این نتیجه در راستای نتایج مطالعاتی همچون سیلوا و همکاران^۵ (۲۰۱۲) و سلیم و همکاران^۶ (۲۰۱۴) می باشد.

در مدل کوتاه مدت و تصحیح خطأ، ضریب تصحیح خطأ در سطح ۱ درصد، معنادار، منفی و کوچکتر از یک به دست آمده است و نشان می دهد در مجموع یک رابطه علی از

1.Soytas et al. (2007)

2.Halicioglu (2008)

3.Apergis et al. (2010)

4.Zhang et al. (2012)

5.Silva et al. (2012)

6.Salim et al. (2014)

سمت متغیرهای توضیحی به سمت متغیر وابسته وجود دارد. ضریب تصحیح خطابرابر با -0.282 است و نشان می‌دهد در هر دوره $28/2$ درصد عدم تعادل‌ها در هر دوره نسبت به رابطه بلندمدت تعديل و اصلاح می‌شوند و در کمتر از 4 دوره (سال) عدم تعادل‌ها تعديل خواهند شد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

با ورود مفهوم منحنی زیستمحیطی کوزنتس به ادبیات اقتصادی این موضوع که بیشتر شدن فعالیت‌های اقتصادی به ناچار به محیط‌زیست لطمه می‌زند، مورد تردید قرار گرفت. اخیراً در مطالعات مختلفی نشان داده شده است که لزوماً افزایش تولید به آلدگی بیشتر منجر نخواهد شد. به طوری که همراه با افزایش درآمد، تقاضا برای بهبود کیفیت محیط‌زیست افزایش خواهد یافت، همچنین منابع در دسترس برای سرمایه‌گذاری محیط‌زیست بیشتر می‌شود.

در مطالعات بسیاری منحنی‌های زیستمحیطی کوزنتس مورد بررسی قرار گرفته است، اما در مطالعه حاضر منحنی فوق‌الذکر به تفکیک انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر (فسیلی) در نظر گرفته شد. کشورهای مورد مطالعه، 11 کشور اوپک، برای بازه زمانی $1980-2013$ و هدف از آن بررسی وجود یا عدم وجود منحنی زیستمحیطی کوزنتس و برقراری فرضیه U معکوس بودند. به منظور تخمین و برآورد مدل غیرخطی، از بین روش‌های PMG و MG، روش منتخب بر طبق آماره هاسمن، روش PMG تشخیص داده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل غیرخطی به روش PMG، نشان داد وجود فرضیه زیستمحیطی کوزنتس به شکل منحنی U معکوس برقرار بوده و این فرضیه برای کشورها اوپک، طی بازه زمانی $1980-2013$ مورد تأیید می‌باشد. در کنار این نتیجه، مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، در الگو دارای ضرایب معنادار در سطح 1 درصد است. ضریب به دست آمده برای مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و سوخت‌های فسیلی حدود 0.67 است به این مفهوم که به ازای یک درصد افزایش در مصرف این نوع انرژی‌ها، 0.67 درصد بر میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 افزوده می‌شود. همچنین ضریب به دست آمده

برای مصرف انرژی های تجدیدپذیر ۰/۰۰۵ - است. هر چند ضریب منفی متغیر مطابق با انتظارات تئوریک بوده اما ضریب آن به لحاظ آماری معنادار نمی باشد. به عبارتی مصرف انرژی های تجدیدپذیر تأثیر معناداری بر کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن برای گروه کشورهای مورد مطالعه ندارد. در مدل کوتاه مدت و تصحیح خطاب نیز ضریب تصحیح خطاب در سطح ۱ درصد، معنادار، منفی و کوچکتر از یک به دست آمد و نشان داد در مجموع یک رابطه علی از سمت متغیرهای توضیحی به سمت متغیر وابسته وجود دارد.

با توجه به نتایج به دست آمده، از آنجا که بخش انرژی بیشترین سهم از انتشارات گازهای گلخانه ای را در جهان دارد، در نتیجه یک تغییر و تحول در تولید و مصرف انرژی امری ضروری به نظر می رسد. از این رو به منظور حرکت در جهت توسعه پایدار می باشد سیاست هایی که به حفاظت محیط زیست کمک می کند به طور جدی در این کشورها پیگیری شود. شیوه های جاری در عرضه و مصرف انرژی به طور واضح به لحاظ اقتصادی و زیست محیطی چندان مؤثر به نظر نمی آیند. بنابراین به ناچار باید از تکنولوژی هایی که در آن با عرضه و مصرف انرژی، میزان انتشار کربن افزایش نمی یابد، استفاده شود و از واردات و بهره گیری از صنایع آلاینده خودداری شود. کارایی انرژی و بهبود کارآمدی انرژی، فرهنگ سازی در جهت صرفه جویی در مصرف انرژی و حرکت به سمت استفاده از تکنولوژی های پاک همگی نیازمند توسعه گستره و همه جانبه هستند که می توانند در این زمینه مؤثر واقع شود.

۶. منابع:

الف) فارسی

اسدزاده، احمد و جلیلی، زهرا (۱۳۹۴)، تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی های تجدیدپذیر در کشورهای پیشرفته: شواهدی از همان باشتگی پانلی و برآورد گر CUP-FM، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال یازدهم، شماره ۴۷، صص ۱۸۰-۱۶۱.

استادزاد، حسین و بهلوانی، پریسا (۱۳۹۴)، تاثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر منحنی زیستمحیطی کوزنتسی در ایران، *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۲، شماره ۲، صص ۱۵۴-۱۲۷.

امیرتیموری، سمیه و خلیلیان، صادق (۱۳۸۸)، بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی زیستمحیطی کوزنتس، *علوم محیطی*، سال هفتم، شماره اول، صص ۱۷۲-۱۶۱.

پژویان، جمشید و لشکری‌زاده، مریم (۱۳۸۹)، بررسی عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیستمحیطی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۳، شماره ۴۲، صص ۱۸۸-۱۶۹.

حری، حمیدرضا، جلایی، سید عبدالمحیمد و جعفری، سعید (۱۳۹۲)، بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیستمحیطی در ایران در چارچوب فرضیه زیستمحیطی کوزنتس (EKC)، *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، سال دوم، شماره ۶، صص ۴۸-۲۷.

حیدری، پیمان و رنجبر فلاخ، محمدرضا (۱۳۹۱)، رابطه رشد اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عمدۀ اوپک (با استفاده از روش پانل دیتا)، *فصلنامه علمی محیط‌زیست*، شماره ۵۲، صص ۱۵-۱.

خوش‌اخلاق، رحمان، دلالی اصفهانی، رحیم و یارمحمدیان، ناصر (۱۳۹۰)، تحلیل منحنی زیستمحیطی کوزنتس با استفاده از فرآیند کیفیت زیستمحیطی مشمول انتخاب سبد مصرفی خانوار، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۶، صص ۱۰۴-۸۵. درگاهی، حسن و بهرامی غلامی، مینا (۱۳۹۰)، عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در اقتصادهای منتخب کشورهای صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) و توصیه‌های سیاستی برای ایران: رویکرد داده‌های پانل، *فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، سال اول، شماره ۱، صص ۹۹-۷۳.

همزمانی مصرف انرژی های تجدیدپذیر و ... ۸۹

دیزجی، منیره و غلامی نژاد دیزگاه، سولماز (۱۳۹۱)، رشد اقتصادی، توسعه انسانی و آلدگی آب ناشی از فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای منتخب جهان، *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، سال سوم، شماره یازدهم، صص ۱۵۶-۱۳۵.

دینی حصاروئیه، اکبراله، اسدپور، احمدعلی و ستوده‌نیا، سلمان (۱۳۹۵)، بررسی روند وا استگی بودجه به نفت در ایران، *فصلنامه مطالعات حقوق*، شماره دوم، صص ۱۱۰-۹۵.

شجری، هوشنگ، استادی، حسین و کاووسی، نبی الله (۱۳۹۲)، نقش تجارت بین‌الملل بر کیفیت محیط‌زیست، *مطالعه موردی: کشورهای منتخب حوزه خلیج فارس*، دو *فصلنامه علمی-تخصصی اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، سال دوم، شماره اول، صص ۸۳-۶۷.

شهبازی، کیمروث، حمیدی‌ریزی، داود و فشاری، مجید (۱۳۹۴)، بررسی عوامل مؤثر در انتشار آلدگی هوا در کشورهای حوزه دریای خزر: رهیافت مدل دوربین فضایی تابلویی، *محیط‌شناسی*، دوره ۴۱، شماره ۱، صص ۱۲۷-۱۰۷.

فطرس، محمدحسین، غفاری، هادی و شهبازی، آزاده (۱۳۸۹)، *مطالعه رابطه آلدگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت*، *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره اول، صص ۷۷-۵۹.

فلاحی، فیروز، اصغرپور، حسین، بهبودی، داود و پورنظمی، سیمین (۱۳۹۱)، آزمون منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در ایران با استفاده از روش LSTAR، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال نهم، شماره ۳۲، صص ۹۳-۷۳.

محمدزاده، پرویز، فشاری، مجید و اکبری، اکرم (۱۳۹۱)، آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای منطقه MENA (کاربرد اقتصادسنجی فضایی)، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سندج، ۶-۴ شهریور ۱۳۹۱.

مهرآرا، محسن، امیری، حسین و حسنی سربوزی، محمد (۱۳۹۱)، رابطه مصرف انرژی و درآمد: آزمون فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های

رگرسیونی انتقال ملایم پانل، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، سال بیستم، شماره ۱۷۱-۱۹۴، صص ۶۲.

میرزایی، عباس، اسفنجاری کناری، رضا، محمودی، ابوالفضل و شعبانزاده، مهدی (۱۳۹۵)، اقتصاد سایه و نقش آن در کنترل آسیب‌های زیست محیطی کشورهای منا، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال ششم، شماره ۲۴، صص ۱۱۴-۱۰۳.

ب) انگلیسی

Akbostanc E., Türüt-Ak S. and Tunç G. (2009). "The Relationship between Income and Environment in Turkey: Is There an Environmental Kuznets Curve?", Energy Policy, Vol. 37, No. 3, pp. 861-867.

Al Mamun M., Sohag K., Mia M.A.H., Uddin G.S. and Ozturk I. (2014). "Regional Differences in the Dynamic Linkage between CO₂ Emissions, Sectoral Output and Economic Growth", Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 38, pp. 1-11.

Ang J. B. (2007). "CO₂ Emissions, Energy Consumption, and Output in France", Energy Policy, Vol. 35, No. 10, pp. 4772-4778.

Antweiler W., Copeland B. R. and Taylor M.S. (2001). "Is Free Trade Good for the Environment?", American Economic Review, Vol. 91, No. 4, pp. 877-908.

Apergis N., Payne J.E., Menyah K. and Wolde-Rufael Y. (2010). "On the Causal Dynamics between Emissions, Nuclear Energy, Renewable Energy, and Economic Growth", Ecological Economics, Vol. 69, No. 11, pp. 2255-2260.

Apergis N. and Ozturk I. (2015). "Testing Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Asian Countries", Ecological Indicators, Vol. 52, 16-22.

Begum R.A., Sohag K. and Abdullah S.M.S. (2014). "Does Low Carbon Technology Contribute towards Low Carbon Economy? A review", 12th EBES Conference – Singapore, January 9-11, 2014, Singapore.

Begum R.A., Sohag K., Abdullah S.M.S. and Jaafar M. (2015). "CO₂ Emissions, Energy Consumption, Economic and Population Growth in Malaysia", Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 41, pp. 594-601.

Blackburne E.F. and Frank M.W. (2007). "Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels", Stata Journal, Vol. 7, No. 2, pp. 197-208.

Bölük G. and Mert M. (2014). "Fossil and Renewable Energy Consumption, GHGs (Greenhouse Gases) and Economic Growth: Evidence

from a Panel of EU (European Union) Countries", Energy, Vol. 74, pp. 439-446.

Dinda S. (2004). "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey", Ecological Economics, Vol. 49, pp. 431-455.

Farhani S. and Shahbaz M. (2014). "What Role of Renewable and Non-renewable Electricity Consumption and Output Is Needed to Initially Mitigate CO₂ Emissions in MENA Region?", Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 40, pp. 80-90.

Friedl B. and Getzner M. (2003). "Determinants of CO₂ Emissions in a Small Open Economy", Ecological Economics, Vol. 45, pp. 133-148.

Grossman G.M. and Kruger A.G. (1995). "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", Working Paper, No. 3914. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Halicioglu F. (2008). "An Econometric Study of CO₂ Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey", MPRA Paper, No. 11457, pp. 33-148.

Hervieax M.S. and Darne O. (2013). "Environmental Kuznets Curve and Ecological Footprint: A Time Series Analysis", Economics Bulletin, Vol. 35, No. 1, pp. 1-14.

Huang W.M., Lee G.W.M. and Wu C.C. (2008). "GHG Emissions, GDP Growth and the Kyoto Protocol: A Revisit of Environmental Kuznets Curve Hypothesis", Energy Policy, Vol. 36, pp. 239-247.

International Energy Agency (IEA). (2011). "OECD Green Growth Studies Energy".

Iwata H., Okada K. and Samreth S. (2010). "Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO₂ in France: The Role of Nuclear Energy", Energy Policy, Vol. 38, No. 3, pp. 4057-4063.

Jebli M.B., Youssef S.B. and Ozturk I. (2015). "The Role of Renewable Energy Consumption and Trade: Environmental Kuznets Curve Analysis for Sub-Saharan Africa Countries", African Development Review, Vol. 27, No. 3, pp. 288-300.

Olivier J.G.J. (PBL), Janssens-Maenhout, G. (EC-JRC), Muntean, M. (EC-JRC), Jeroen, A. H. W. P. (PBL). (2016). Trends in Global CO₂ emissions: 2016 report. European Commission- Joint Research Center. Available at: http://edgar.jrc.ec.europa.eu/news_docs/jrc-2016-trends-in-global-co2-emissions-2016-report-103425.pdf

Ozturk I. and Acaravci A. (2013). "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.

- Park S. and Lee Y. (2011). "Regional Model of EKC for Air Pollution: Evidence from the Republic of Korea", *Energy Policy*, Vol. 39, No. 10, pp. 5840-5849.
- Pesaran M.H. and Smith R.P. (1995). "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogenous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp. 79-113.
- Pesaran M.H., Shin Y. and Smith R.P. (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, pp. 621-634.
- Sadorsky P. (2009). "Renewable energy consumption, CO₂ emissions and oil prices in the G7 countries", *Energy Economics*, Vol. 31, pp. 456-462.
- Salim R.A., Hassan K. and Shafiei S. (2014). "Renewable and Non-renewable Energy Consumption and Economic Activities: Further Evidence from OECD Countries", *Energy Economics*, Vol. 44, pp. 350-360.
- Silva S., Soares I. and Pinho C. (2012). "The Impact of Renewable Energy Sources on Economic Growth and CO₂ Emissions- A SVAR Approach", *European Research Studies*, Volume XV, Special Issue on Energy, pp. 133-144.
- Sohag K., Begum R.A. and Abdullah S.M.S. (2014). "Dynamic impact of household consumption on its CO₂ emissions in Malaysia", *Environment, Development and Sustainability*, pp. 1-13.
- Soytas U., Sari R. and Bradley T.E. (2007). "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States", *Ecological Economics*, Vol. 62, No. 1, pp. 482-489.
- Stern D.I. (2004). "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve", *World development*, Vol. 32, No. 8, pp. 1419-1439.
- Zhang X., Han J., Zhao H., Deng S., Xiao H., Peng H., Li Y., Yang G., Shen F. and Zhang Y. (2012). "Evaluating the Interplays among Economic Growth and Energy Consumption and CO₂ Emission of China during 1990–2007", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 16, pp. 65-72.