پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال ششم ، شماره ۲۱، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۹۲-۶۳

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

زهرا 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 ۲۰۱۳-۱۹۸۰ 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: C33، O13، Q29، Q39

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

Archive of SID
www.SID.ir

کلیدواژه‌ها: 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 (اوزترک و آکاراوسی[1](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 می باشد (اولیور و همکاران[2] (۲۰۱۶)، ص ۴۶). باید اذعان داشت انجام هر فعالیت اقتصادی مستلزم مصرف انرژی است، لذا از یک طرف انرژی به منزله عامل و محرک 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)

Archive of SID

www.SID.ir

فناوری‌های شبکه‌ای جدید، همگی نیازمند توسعه گسترده و همه جانبه هستند که هر بخشی از اقتصاد باید شامل این توسعه گردد (آژانس بین‌المللی انرژی[1] (۲۰۱۱)). در واقع سوال این است منابع انرژی‌های فسیلی در سال‌های آتی به تنهایی جوابگوی نیاز انرژی جهان برای بقا، تکامل و توسعه خواهند بود؟ به دلایلی چون؛ محدودیت و عدم مرغوبیت انرژی‌های فسیلی، اتمام منابع فسیلی و پیش‌بینی افزایش قیمت آنها، مسائل و مشکلات زیست‌محیطی و آلودگی هوا، گرم شدن زمین، ازدحام جمعیت و عدم امنیت در عرضه آنها در پی بحران‌های سیاسی، اقتصادی باعث شده‌اند جواب به سوال فوق منفی بوده و می‌بایست منابع جدید انرژی جانشین منابع قدیم شوند. بگوم و همکاران[2] (۲۰۱۴) اقتصاد کم کربن[3] را ابزار اساسی برای حل و فصل معضلات بین توسعه اقتصادی، بحران انرژی و برقراری تعادل میان اقتصاد، توسعه‌های اجتماعی و محیط‌زیست می‌داند. در این راستا انرژی‌های تجدیدپذیر به عنوان انرژی‌های پاک به دور از آلودگی زیست‌محیطی می‌توانند در کاهش انتشار گازهای آلاینده همچون دی‌اکسیدکربن و دیگر گازهای گلخانه‌ای نقش مهمی ایفا کنند.

فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس یکی از ابزارهایی است که به کشورها برای شناخت وضعیت محیط‌زیست در جریان توسعه‌یافتگی‌شان کمک می‌کند و تصویری از وضعیت کشور در زمینه تخریب محیط‌زیست ارائه می‌دهد، مطالعه فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس با درنظرگیری همزمان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در مدل، می‌تواند کمک شایانی در زمینه سیاستگذاری‌های زیست‌محیطی نماید. همچنین کشورهای عضو اوپک[4] جزء کشورهای در حال توسعه و برخوردار از منابع غنی و گسترده انرژی بوده و از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شوند (دینی حصاروئیه و همکاران (۱۳۹۵)، ص ۱۰۶). از این رو توجه به جایگزین‌های مصرف برای انرژی‌های

1. International Energy Agency (IEA) (2011)
2. Begum et al. (2014)
3. Low Carbon Economy
4. *Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)*

Archive of SID

www.SID.ir

تجدیدناپذیر[1] 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 ۲۰۱۳-۱۹۸۰ می‌پردازد. در مدل برآوردی همزمانی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در نظر گرفته شده و از روش‌های PMG[2] و MG[3] 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 آلاینده را تجربه می‌کنند که اقتصاد را به سمت مشکلات زیست‌محیطی وخیمی سوق می‌دهد؛ اما به تدریج که اقتصاد به مراحل بالاتر توسعه‌یافتگی 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

Archive of SID

www.SID.ir

رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست می‌شود که در ادبیات اقتصاد محیط‌زیست با عنوان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[۱] (EKC[۲]) معروف است (دیندا[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 (استرن[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 منعکس‌کننده 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 ـ درآمد با اثر تکنولوژی بیان می‌شود. طبق نظریه واندر[۷] و پرتر[۸] در

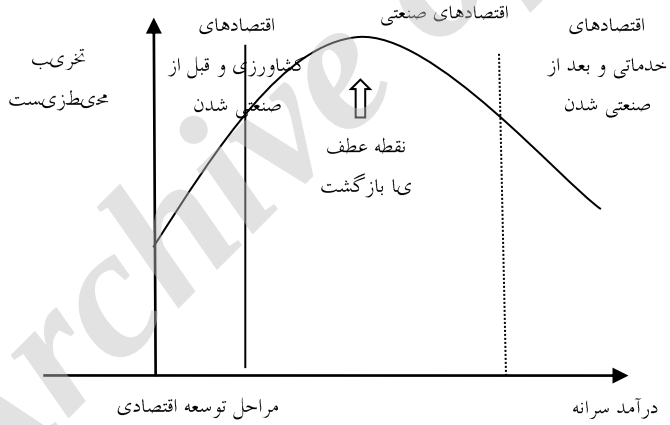
۱.منحنی زیست محیطی کوزنتس ابتدا در رابطه با درآمد سرانه و نابرابری درآمدها در سال ۱۹۵۵ توسط سیمون کوزنتس ارائه شد. وی طی مطالعه خود، در پاسخ به این سوال که چگونه نابرابری درآمدی طی فرآیند رشد اقتصادی تغییر می کند، نشان می‌دهد با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمدی نیز در ابتدا افزایش می‌یابد و بعد از 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.Bölük and Mert (2014)
7.Vander
8.Porter

Archive of SID

www.SID.ir

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 آلودگی 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 آلوده 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[1] (۲۰۰۷)، ص۴۷۷۳). 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 آلودگی کاهش می‌یابد (فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)، ص ۷۷؛ محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱)، ص ۵ و شهبازی و همکاران (۱۳۹۴)، ص ۱۱۰-۱۰۹).



شکل (۱): منحنی زیست‌محیطی کوزنتس؛ رابطه توسعه اقتصادی و محیط‌زیست
منبع: بلوک و مرت (۲۰۱٤)

1.Ang (2007)

Archive of SID

www.SID.ir

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:

$$Y = F(K, L) \qquad (۱)$$

جائیکه $Y=GDP$ 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[1] (۲۰۱۵)، تابع انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO_2) از فرآیند تولید ناشی شده و به صورت $CO_2(t)=\upsilon(F(Y(t)))$ قابل بیان است. در این تابع، υ، 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 U معکوس) و ۳. درجه سوم (N یا N معکوس) (فریدل و گتزنر[2] (۲۰۰۳)، ص ۱۳۶). صورت‌های کلی روابط بین GDP و انتشار گازهای گلخانه‌ای به شرح زیر مطرح می‌باشند:

$$CO_2 = a_0 + a_1 Y_t + G_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$CO_2 = a_0 + a_1 Y_t + a_2 Y_t^2 + G_t + \varepsilon_t$$
$$\ln CO_2 = a_0 + a_1(\ln Y_t) + a_2(\ln Y_t)^2 + G_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

$$CO_2 = a_0 + a_1 Y_t + a_2 Y_t^2 + a_3 Y_t^3 + G_t + \varepsilon_t$$
$$\ln CO_2 = a_0 + a_1(\ln Y_t) + a_2(\ln Y_t)^2 + a_3(\ln Y_t)^3 + G_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

در این مدل‌ها، CO_2 انتشار سرانه گازهای گلخانه‌ای، Y تولید ناخالص داخلی سرانه، G سایر متغیرهای برون‌زای مدل، t زمان، ε جزء اخلال تصادفی و a_iها نیز ضرایب الگوها می‌باشند (هوانگ و همکاران[3] (۲۰۰۸)، ص ۲۴۲).

1. Begum et al. (2015)
2. Friedl and Getzner (2003)
3. Huang et al. (2008)

Archive of SID

www.SID.ir

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 $a_1 > 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت افزایشی بین CO_2 و Y برقرار است و چنانچه $a_1 < 0$ 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[1] (۲۰۱۳)، ص ۵). در رابطه (۴)، چنانچه $a_1 > 0$ و $a_2 < 0$ (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 آلاینده‌ها تغییر یابد. برای رابطه (۴)، نقطه بازگشت درآمدی در نقطه $Y^* = -\frac{a_1}{2a_2}$ به دست می‌آید (دیزجی و غلامی‌نژاد دیزگاه (۱۳۹۱)، ص ۱۴۰). اگر در همین رابطه، $a_1 < 0$ و $a_2 > 0$ (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 $a_1 > 0$، $a_2 < 0$ و $a_3 > 0$) 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 آلاینده افزایش می‌یابد، در مرحله دوم با افزایش رشد اقتصادی انتشار آلاینده‌ها کاهش می‌یابد و در مرحله سوم مانند مرحله اول، با افزایش رشد اقتصادی انتشار آلاینده نیز افزایش می‌یابد. همچنین اگر در معادله (۵)، $a_1 < 0$، $a_2 > 0$ و $a_3 < 0$ باشند، یک رابطه N معکوس بین CO_2 و

1.Hervieax and Darne (2013)

Archive of SID

www.SID.ir

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 انرژی‌هایی هم‌چون، نفت، زغال سنگ، گاز، عوامل عمده و بالقوه 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 (K_{RE}) هستند. در نتیجه اجزای سرمایه به این صورت بیان می‌شود؛ $K = K_{NRE} + K_{RE}$. 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:

$$\ln CO_2 = \beta_0 + \beta_1 GDP + \beta_2 K_{RE} + \beta_3 K_{NRE} + \varepsilon \qquad (۵)$$

بر طبق گروسمن و کروگر[1] (۱۹۹۵) که رابطه بین GDP و CO_2 را غیرخطی در نظر گرفته بودند، مدل به شکل زیر می‌تواند نشان داده شود:

$$\ln CO_2 = \beta_0 + \beta_1 GDP + \beta_2 GDP^2 + \beta_3 K_{RE} + \beta_4 K_{NRE} + \varepsilon \qquad (۶)$$

در معادله (۶)، انتظار بر این 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.

$$\ln CO_2 = \beta_0 + \beta_1 GDP + \beta_2 GDP^2 + \beta_3 GDP^3 + \beta_4 K_{RE} + \beta_5 K_{NRE} + \varepsilon \qquad ۷)$$

1 Grossman and Kruger (1995)

Archive of SID

www.SID.ir

چنانچه $\beta_1 > 0$، $\beta_2 < 0$ و $\beta_3 > 0$ باشند، رابطه‌ای به شکل N بین انتشار گاز CO_2 و GDP وجود خواهد داشت و اگر در معادله فوق، $\beta_1 < 0$، $\beta_2 > 0$ و $\beta_3 < 0$ باشند، 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 ۲۰۰۶-۲۰۰۱ 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 آلودگی 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 کثیف یا تمیز مواجه هستند. نتایج نشان می‌دهند شیوه تصمیم‌گیری خانوارها به گونه‌ای است که وجود منحنی محیط‌زیست کوزنتس تأیید می‌شود. درگاهی و بهرامی غلامی (۱۳۹۰) با مطالعه عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در کشورهای OECD[1] 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 ۲۰۰۸-۱۹۸۰ نشان داد فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس تأیید می‌شود. حیدری و رنجبر فلاح (۱۳۹۱) موضوع رابطه رشد

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

Archive of SID

www.SID.ir

اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عمده اوپک، طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۵ 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 تخریب زیست‌محیطی در ایران در چارچوب فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ و با استفاده از رویکرد ARDL پرداختند و نتایج حاکی از رد فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در بلندمدت در ایران دارد. بررسی شهبازی و همکاران (۱۳۹۴)، در خصوص عوامل مؤثر در انتشار آلودگی هوا در کشورهای حوزه دریای خزر با رهیافت مدل دوربین فضایی تابلویی، برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۲ انجام گرفت و نتایج نشان داد برای کشورهای تحت بررسی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس فضایی تأیید می‌شود. استادزاد و بهلولی (۱۳۹۴) به برآورد منحنی زیست‌محیطی کوزنتس 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 کوزنتس قرار دارد و به منظور رسیدن به نقطه بحرانی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، ۱۲ درصد از کل انرژی باید توسط انرژی‌های تجدیدپذیر تولید شود. مطالعه میرزایی و همکاران (۱۳۹۵) در ارتباط با اقتصاد سایه و نقش آن درکنترل آسیب‌های زیست‌محیطی برای گروه کشورهای منطقه منا نشان داد ارتباط بین اقتصاد سایه و فشار زیست‌محیطی (خسارت‌های ناشی از انتشار گاز دی اکسید کربن) و رابطه بین درآمد سرانه و فشار زیست‌محیطی مثبت و معنادار است.

اکبوستانسی و همکاران[1] (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 کوزنتس اثبات نشد. نتایج در سطح استانی

1.Akbostanc et al. (2009)

Archive of SID

www.SID.ir

نیز نشان‌دهنده رابطه U معکوس بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی است. ایواتا و همکاران[1] (۲۰۱۰) در مطالعه خود با استفاده از مدل بسط داده شده EKC رابطه بین متغیر انرژی هسته‌ای و انتشار دی‌اکسیدکربن را مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از تایید این رابطه در فرانسه داشت. پارک و لی[2] (۲۰۱۱) وجود فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای ۱۶ منطقه شهری کره‌جنوبی، طی بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰، برای انتشار گاز CO، SO_2 و NO_2 بررسی کردند. آنها نشان دادند که برای انتشار گازهای CO و SO_2 منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای مناطق مختلف به شکل U معکوس و در مورد انتشار گاز NO_2 شکل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس N بوده است. فراهانی و شهباز[3] (۲۰۱۴) نقش برق تولیدی از منبع انرژی‌های تجدیدپذیر و انرژی‌های تجدیدناپذیر و تولید را بر کاهش انتشار گاز CO_2 در ۱۰ کشور منطقه منا مورد مطالعه قرار دادند. نتایج به دست آمده از مدل‌های DOLS و FMOLS[4] نشان دادند رابطه بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار گاز CO_2، 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 ۲۰۰۸-۱۹۹۰ 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 CO_2، تولیدات بخشی و رشد اقتصادی توسط المامون و همکاران[5] (۲۰۱۴) برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ 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)

Archive of SID

www.SID.ir

منظور بررسی اثر پویای مصرف خانوار بر روی انتشار گاز CO_2 ناشی از مصرف انرژی خانوارها در مالزی توسط سوهاگ و همکارانش[1] در سال ۲۰۱۴ انجام گرفت. نتیجه مطالعه با استفاده از روش ARDL و برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۱ 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[2] (۲۰۱۵) در خصوص وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ۱۴ کشور آسیایی، طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۰، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[3]) نشان از تأیید فرضیه وجود منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در این کشورها داشت. جبلی و همکاران[4] (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 ۲۰۱۰-۱۹۸۰ 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 نظرگیری 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)

Archive of SID

www.SID.ir

تجدیدناپذیر در مدل بوده و روش اقتصادسنجی بکار رفته در مطالعه حاضر با ملاحظه ناهمگنی کشورهای انتخابی در نمونه، نتایج معتبری 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، پسران و اسمیت[1] (۱۹۹۵) نشان دادند تحت این فروض که پارامترهای خاص هر گروه و مقطع به صورت مستقل از رگرسورها توزیع شده‌اند و رگرسورها اکیداً برونزا باشند، رگرسیون مقاطع براساس میانگین‌های زمانی از متغیرها، برآوردهای سازگاری از ضرایب بلندمدت به دست می‌دهند. اما برای Tهای بزرگ‌تر، روش‌هایی نظیر برآوردگرهای اثرات ثابت (FE[2])، 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، پسران و اسمیت (۱۹۹۵) روش میانگین گروهی (MG) را ارائه می‌دهند. روش میانگین گروهی، در حقیقت تعمیم‌یافته روش ARDL است. چون ARDL شامل وقفه متغیر وابسته می‌شود بنابراین روشی برای تخمین پانل دینامیک محسوب می‌شود. در این روش ابتدا برای هر مقطع یک ARDL تخمین زده شده و میانگین ضرایب برآوردی محاسبه می‌شود. با این برآوردگر، عرض از مبدأها، ضرایب شیب و واریانس‌ها امکان تغییر

1.Pesaran and Smith (1995)

2.Fixed Effects

Archive of SID

www.SID.ir

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

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{P} \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

جائیکه $i = 1,2,\ldots,N$ بیانگر تعداد گروه‌ها، $t = 1,2,\ldots,T$ معرف تعداد دوره‌ها، X_{it} بردار $K\times 1$ از متغیرهای توضیحی، δ_{it} بردار ضرایب با بعد $K\times 1$، λ_{ij} بردار اسکالرها 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 (۸)، هم‌انباشته باشند، عبارت خطا برای همه iها دارای فرآیند I(0) خواهد بود. یکی از ویژگی‌های اصلی متغیرهای انباشته، واکنش به هرگونه انحراف از تعادل بلندمدت است. بنابراین رابطه (۸) می‌تواند به صورت مدل تصحیح خطای برداری زیر بیان شود:

$$\Delta y_{it} = \phi_i \left(y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it} \right) + \sum_{j=1}^{P-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

جائیکه ϕ_i، θ_i، λ^*_{ij} و δ^*_{ij} برابرند با $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^{P} \lambda_{ij}\right)$، $\theta_i = \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$ $j = 1,2,\ldots,p-1$ و $\lambda^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{P} \lambda_{im}$ $j = 1,2,\ldots,q-1$ و $\delta^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{q} \delta_{im}$ هستند. پارامتر ϕ_i سرعت تعدیل 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[1] (۱۹۹۹) برآوردگر میانگین گروهی انباشته (PMG) را برای تخمین معادله (۹) ارائه دادند. برآوردگر میانگین گروهی انباشته اجازه تغییر عرض از

1.Pesaran, Shin and Smith (1999)

Archive of SID

www.SID.ir

مبدأ، ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس خطاها را در میان گروه‌ها می‌دهد (با عنوان برآوردگر MG) اما قیدی را بر ضرایب بلندمدت اعمال می‌کند که در بین گروه‌ها یکسان باشند (مانند برآوردگر اثرات ثابت). از آنجائیکه رابطه (۹) از جهت پارامترها غیرخطی است، پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹) روش حداکثر راستنمایی (ML[1]) 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:

$$l_T(\theta',\varphi',\sigma') = -\frac{T}{2}\sum_{i=1}^{N}\ln\left(2\pi\sigma_i^2\right) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{\sigma_i^2}\{\Delta y_i - \phi_i'\xi_i(\theta)\}H_i\{\Delta y_i - \phi_i\xi_i(\theta)\} \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰) برای $i=1,2,...,N$ جائیکه داریم: $\xi_i(\theta) = y_{i,t-1} - X_i\theta_i$ و $H_i = I_T - W_i(W_iW_i)W_i$. I_T ماتریس یکه از درجه T و $W_i = (\Delta y_{i,t-1},...,\Delta y_{i,t-p+1},\Delta X_i,\Delta X_{i,t-1},...,\Delta X_{i,t-q+1})$ می‌باشند. شروع یک برآورد اولیه از بردار ضرایب بلندمدت، $\hat{\theta}$، ضرایب کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل خاص هر گروه، می‌تواند با تخمین رگرسیونی از Δy_i بر روی $(\hat{\xi}_i, W_i)$ 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:

$$\hat{\theta} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\hat{\phi}_i \quad (۱۱)$$

و واریانس:

$$\hat{\Delta}_{\hat{\phi}} = \frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N}(\hat{\phi}_i - \hat{\phi})^2 \quad (۱۲)$$

میانگین و واریانس ضرایب کوتاه‌مدت نیز به طور مشابه تخمین زده می‌شوند (بلکبورن و فرانک[2]، ۲۰۰۷).

1.Maximum Likelihood

2.Blackburne and Frank (2007)

Archive of SID

www.SID.ir

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

$$\hat{\theta} = -\{\sum_{i=1}^{N} \frac{\hat{\phi}_i^2}{\hat{\sigma}_i^2} X_i' H_i X_i\}^{-1} - \{\sum_{i=1}^{N} \frac{\hat{\phi}_i}{\hat{\sigma}_i^2} X_i' H_i (\Delta y_i - \hat{\phi}_i y_{i,-1})\} \qquad (۱۳)$$

$$, \quad i = 1,...,N \quad \hat{\phi}_i = (\hat{\xi}_i' H_1 \hat{\xi}_i)^{-1} \xi_i' H_i \Delta y_i \qquad (۱۴)$$

$$, \quad i = 1,...,N \quad \hat{\sigma}_i^2 = T^{-1} (\Delta y_i - \hat{\phi}_i \hat{\xi}_i)' H_1 (\Delta y_i - \hat{\phi}_i \hat{\xi}_i) \qquad (۱۵)$$

جائیکه $\hat{\xi}_i = y_{i,-1} - X_i \hat{\theta}$ را داریم. تخمین با یک مقدار اولیه‌ای از θ که $\hat{\theta}^{(0)}$ 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 $\hat{\theta}^{(1)}$ 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:

$$\ln CO_{2i,t} = \alpha + \beta_1 \ln GDP_{i,t} + \beta_2 \ln GDP_{i,t}^2 + \beta_3 RE_{i,t} + \beta_4 \ln EU_{i,t} + \beta_5 PG_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱۶)$$

در معادله فوق، $\ln CO_{2\ i,t}$ لگاریتم طبیعی انتشار گاز دی‌اکسیدکربن 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. $\ln GDP^2_{i,t}$ 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[1]، زمین گرمایی[2]، آبی[3]، باد[4] و خورشیدی[5] می‌باشند

1.Biomass
2.Geothermal
3.Hydro
4.Wind
5.Solar

Archive of SID

www.SID.ir

(سادرسکی[1] (۲۰۰۹)، ص ۴۵۶). $lnEU_{i,t}$ 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 (سادرسکی، ۲۰۰۹: ۴۵۶). $PG_{i,t}$ معرف رشد جمعیت و $\varepsilon_{i,t}$ جزء اخلال‌های مدل می‌باشند. همچنین i نشانگر کشورها و t 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 ۲۰۱۳-۱۹۸۰ می‌باشد. به دلیل عدم دسترسی به داده‌های کشور آنگولا، این کشور از نمونه حذف شد. همچنین داده‌ها از سایت بانک جهانی (WDI[2]) استخراج شده‌اند.

٤. 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)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۱): نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

متغیرها	آزمون‌های ریشه واحد پانلی			
	لوین، لین و چو		ایم، پسران و شین	
	در سطح	با یک بار تفاضل‌گیری	در سطح	با یک بار تفاضل‌گیری
LCO_2	-۴/۵۱۱	**-۱۲/۱۴۸	-۱/۶۴۴	***-۳/۴۸۹
LGDPC	-۶/۹۳۴	-۱۰/۰۴۸*	-۲/۰۴۶	***-۳/۰۶۹
LEU	-۸/۱۱۰**	***-۱۳/۰۵۹	-۲/۴۹۵*	***-۴/۲۲۷
PG	-۵/۱۱۸	-۹/۷۳۱***	-۱/۵۴۲	***-۲/۹۱۲
RE	***-۷/۴۵۳	***-۱۱/۷۲۸	-۲/۰۹۲*	***-۳/۷۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

علامات ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهند، متغیر LGDPC به ترتیب با آزمون‌های ریشه واحد LLC و IPS در سطح معناداری ۱۰ درصد و ۱ درصد با یک بار تفاضل‌گیری ماناست. همچنین متغیر LCO_2 در سطح مانا نمی‌باشد و با یکبار تفاضل‌گیری 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 آزمون‌های LLC و IPS مانا می‌باشد. با استفاده از هر دو آزمون LLC و IPS، متغیر PG با یکبار تفاضل‌گیری در سطح معناداری ۱ درصد مانا می‌باشد. همچنین متغیر RE به ترتیب در سطوح ۱ و ۱۰ درصد معناداری، با آزمون‌های LLC و IPS در سطح ماناست. 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[1] استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون بحث

1.Hausman Test

Archive of SID

www.SID.ir

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 ۰/۴۰ می‌باشد که بزرگ‌تر از ۰/۰۵ 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 برآوردی 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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

متغیرها	کوتاه‌مدت	
	PMG	MG
تصحیح خطا	-۰/۲۸۲***	-۰/۳۵۴***
	(۰/۰۶۷۶)	(۰/۰۶۵۰)
ΔLGDPC	-۳۸/۰۳	-۲۹/۲۲
	(۳۶/۹۲)	(۳۴/۳۱)
$\Delta LGDPC^2$	۱/۷۴۰	۱/۲۶۰
	(۱/۷۴۸)	(۱/۵۵۰)
ΔLEU	۰/۴۲۲***	۰/۵۸۹***
	(۰/۱۲۳)	(۰/۱۸۶)
ΔPG	۰/۰۵۸۳	۰/۱۰۱
	(۰/۱۱۱)	(۰/۱۱۵)
ΔRE	-۰/۱۳۷	-۰/۱۶۹
	(۰/۱۹۶)	(۰/۳۵۴)
Constant	-۱/۸۱۶***	-۲/۵۱۵*
	(۰/۴۲۶)	(۱/۶۳۵)
H test	۵/۰۸	۰/۴۰۶۲= P- Value
متغیرها	بلندمدت	
	PMG	MG
LGDPC	۰/۶۴۳***	-۰/۰۳۸۶
	(۰/۲۰۴)	(۱/۵۳۱)
$LGDPC^2$	-۰/۰۳۰۷**	-۰/۰۳۴۷
	(۰/۰۱۴۶)	(۰/۰۵۲۲)
LEU	۰/۶۶۸***	۰/۳۱۶
	(۰/۱۰۷)	(۱/۹۰۵)
PG	-۰/۰۱۸۳	-۱/۷۲۱
	(۰/۰۱۵۹)	(۱/۵۸۳)
RE	-۰/۰۰۵۴۸	-۰/۶۲۹
	(۰/۰۱۴۱)	(۰/۵۵۶)
تعداد مشاهدات	۳۶۳	۳۶۳

منبع: یافته‌های پژوهش

علامات ***، ** و * معناداری را در سطوح معناداری ۱٪، ۵٪ ۱۰٪ را بیان می‌کنند. اعداد داخل پرانتز انحراف معیار می‌باشند.

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

Archive of SID

www.SID.ir

افزایش در آلودگی 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 تشدید آلودگی همراه بوده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود، ضریب به دست آمده برای متغیر مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه منفی و معادل ۰/۰۳۱- 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 آلودگی 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 ۱۰/۴۷ به دست آمده است[۱].

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

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

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 آلودگی زیست‌محیطی می‌باشد. نیجریه با قرار گرفتن در نقطه ۶.۵۱ بدترین وضعیت و قطر با جای گرفتن در نقطه ۱۰/۸۱ (نیمه نزولی منحنی کوزنتس) مطلوب‌ترین شرایط را داراست.

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

Archive of SID

www.SID.ir

همچنین ضریب به دست آمده برای مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر در سطح ۱ درصد معنادار بوده و نشان می‌دهد با افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر میزان آلایندگی هوا افزوده می‌شود. این نتایج مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشند و با نتایج اکثر مطالعات نظیر مطالعات سویتاس و همکاران[1] (۲۰۰۷)، هالیچی‌اوغلو[2] (۲۰۰۸)، ایواتا و همکاران (۲۰۱۰)، آپرجیس و همکاران[3] (۲۰۱۰)، پارک و لی (۲۰۱۱)، ژانگ و همکاران[4] (۲۰۱۲) و فراهانی و شهباز (۲۰۱۴) در این زمینه همخوانی دارد. رابطه مثبت بین درآمد سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن نشان می‌دهد کشورهای مورد مطالعه برای رسیدن به رشد اقتصادی به سمت افزایش بی‌رویه مصرف منابع سوخت‌های فسیلی و فشار بر محیط‌زیست گرایش پیدا کرده‌اند. با توجه به اینکه رشد اقتصادی کشورها منجر به افزایش تقاضای انرژی می‌شود، نیازهای جدید و فشار فزاینده‌ای را بر مصرف انرژی وارد می سازد (اسدزاده و جلیلی، ۱۳۹۴: ۱۶۴). از این رو می‌توان 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 آالاینده از کشورهای توسعه یافته اقدام نموده‌اند که در نتیجه سبب افزایش انتشار گاز CO_2 شده است. ضریب متغیر انرژی‌های تجدیدپذیر نیز منفی است اما به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. ضریب منفی این متغیر نشان می‌دهد در صورت جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر با مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و افزایش مصرف آنها، از میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کاسته خواهد شد. این نتیجه در راستای نتایج مطالعاتی همچون سیلوا و همکاران[5] (۲۰۱۲) و سلیم و همکاران[6] (۲۰۱۴) می‌باشد.

در مدل کوتاه مدت و تصحیح خطا، ضریب تصحیح خطا در سطح ۱ درصد، معنادار، منفی و کوچکتر از یک به دست آمده است و نشان می‌دهد 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)

Archive of SID

www.SID.ir

سمت متغیرهای توضیحی به سمت متغیر وابسته وجود دارد. ضریب تصحیح خطا برابر با ۰/۲۸۲- است و نشان می‌دهد در هر دوره ۲۸/۲ درصد عدم‌تعادل‌ها در هر دوره نسبت به رابطه بلندمدت تعدیل و اصلاح می‌شوند و در کمتر از ۴ دوره (سال) عدم تعادل‌ها تعدیل 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 آلودگی 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، ۱۱ کشور اوپک، برای بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۰ 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 ۲۰۱۳-۱۹۸۰ مورد تأیید می‌باشد. در کنار این نتیجه، مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، در الگو دارای ضرایب معنادار در سطح ۱ درصد است. ضریب به دست آمده برای مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر و سوخت‌های فسیلی حدود ۰/۶۷ است به این مفهوم که به ازای یک درصد افزایش در مصرف این نوع انرژی‌ها، ۰/۶۷ درصد بر میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 افزوده می‌شود. همچنین ضریب به دست آمده

Archive of SID

www.SID.ir

برای مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر ۰/۰۰۵- است. هر چند ضریب منفی متغیر مطابق با انتظارات تئوریک بوده اما ضریب آن به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. به عبارتی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر معناداری بر کاهش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن برای گروه کشورهای مورد مطالعه ندارد. در مدل کوتاه‌مدت و تصحیح خطا نیز ضریب تصحیح خطا 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 گلخانه‌ای را در جهان دارد، در نتیجه یک تغییر و تحول در تولید و مصرف انرژی امری ضروری به نظر می‌رسد. از این رو به منظور حرکت در جهت توسعه پایدار می‌بایست سیاست‌هایی که به حفاظت محیط‌زیست کمک می‌کند به طور جدی در این کشورها پیگیری شود. شیوه‌های جاری در عرضه و مصرف انرژی به طور وضوح به لحاظ اقتصادی و زیست‌محیطی چندان مؤثر به نظر نمی‌آیند. بنابراین به ناچار باید از تکنولوژی‌هایی که در آن با عرضه و مصرف انرژی، میزان انتشار کربن افزایش نمی‌یابد، استفاده شود و از واردات و بهره‌گیری از صنایع آلاینده خودداری شود. کارایی انرژی و بهبود کارآمدی انرژی، فرهنگ‌سازی در جهت صرفه‌جویی در مصرف انرژی و حرکت به سمت استفاده از تکنولوژی‌های پاک همگی نیازمند توسعه گسترده و همه جانبه هستند که می‌تواند در این زمینه مؤثر واقع شود.

٦. منابع:

الف) فارسی

اسدزاده، احمد و جلیلی، زهرا (۱۳۹۴)، تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر درکشورهای پیشرفته: شواهدی از هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر CUP-FM، *فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال یازدهم، شماره ۴۷، صص ۱۸۰-۱۶۱.

Archive of SID

www.SID.ir

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

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 عبدالمجید 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 فلاح، محمدرضا (۱۳۹۱)، رابطه رشد اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عمده 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.

Archive of SID

www.SID.ir

دیزجی، منیره و غلامی‌نژاد دیزگاه، سولماز (۱۳۹۱)، رشد اقتصادی، توسعه انسانی و آلودگی 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 وابستگی بودجه به نفت در ایران، *فصلنامه مطالعات حقوق*، شماره دوم، صص ۱۱۰-۹۵.

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

شهبازی، کیومرث، حمیدی‌رزی، داود و فشاری، مجید (۱۳۹۴)، بررسی عوامل مؤثر در انتشار آلودگی 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 آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهشهای 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 سنندج، ۴-۶ شهریور ۱۳۹۱.

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

میرزایی، عباس، اسفنجاری کناری، رضا، محمودی، ابوالفضل و شعبانزاده، مهدی (۱۳۹۵)، اقتصاد سایه و نقش آن درکنترل آسیب‌های زیست‌محیطی 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 CO_2 Emissions, Sectoral Output and Economic Growth", Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 38, pp. 1-11.

Ang J. B. (2007). "CO_2 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). "CO_2 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

Archive of SID

www.SID.ir

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 CO_2 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 CO_2 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 CO_2 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 CO_2 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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, CO_2 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 CO_2 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 CO_2 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 CO_2 Emission of China during 1990–2007", Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 16, pp. 65-72.

Archive of SID

www.SID.ir