پژوهش‌های محیط‌زیست، سال ۱۰، شماره ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۸، از صفحه ۳۱۳ تا ۳۲۶

مقایسه تاثیر انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر در انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در کشورهای عضو اوپک و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی

نوید کارگر ده‌بیدی*[۱]، محمد بخشوده[۲]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد منابع طبیعی و محیط‌زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران
۲. استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۱۵: تاریخ تصویب: ۱۳۹۸/۰۴/۱۰)

چکیده

در این پژوهش، اثر مصرف انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در دو جامعه آماری کشورهای عضو اوپک و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی در طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۵ ارزیابی و مقایسه شد. با توجه به نتایج آزمون‌های ایستایی از رویکرد مدل هم‌جمعی پنل استفاده شد. هم‌چنین بر اساس نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو به منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب از روش‌های حداقل مربعات معمولی اصلاح شده (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شد. نتایج نشان داد که در مقایسه با کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی، مصرف انرژی فسیلی در کشورهای عضو اوپک نقش بسیار بالاتری در افزایش انتشار آلودگی دارد. در مقابل، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای فاقد ذخایر نفتی نقش نسبتا بالاتری در کاهش انتشار آلودگی دارد. هم‌چنین نتایج نشان داد که در هر دو جامعه آماری یک رابطه N شکل میان سرانه تولید ناخالص داخلی و سرانه انتشار آلودگی برقرار است. با این تفاوت که در کشورهای عضو اوپک با افزایش رشد اقتصادی و در بازه‌ای از درآمد سرانه، انتشار آلودگی کاهش پیدا می‌کند؛ اما در کشورهای فاقد ذخایر نفتی با افزایش رشد اقتصادی، انتشار آلودگی به طور پیوسته در حال افزایش است و در هیچ بازه‌ای از درآمد سرانه، کاهش آلودگی مشاهده نمی‌شود.

کلید واژه‌ها: انتشار گاز دی‌اکسید کربن، انرژی فسیلی، انرژی تجدیدپذیر، کشورهای عضو اوپک، کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی

* نویسنده مسئول: Email:kargar.navid@yahoo.com

سرآغاز

انجام هر فعالیت اقتصادی مستلزم مصرف انواع حامل‌های انرژی است. بنابراین، عامل محرک رشد اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی انسان، مصرف انرژی در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس وابستگی کشورها به انرژی و تقاضا برای آن به شدت در حال افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه‌ی اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است. به طوری که نه تنها توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است، بلکه مصرف کارای انرژی به سطح بالاتری از رشد و توسعه اقتصادی نیاز دارد (Halicioglu, 2009). از سوی دیگر، مصرف انرژی موجب تولید آلاینده‌های محیط‌زیست می‌شود. بنابراین، از یک طرف مصرف انرژی به منزله عامل محرک رشد اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی انسان تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب تولید آلودگی و تخریب محیط‌زیست می‌شود. به ویژه در مواردی که انرژی به شکل ناکارآمد مصرف شود، فرآیند تولید این آلاینده‌ها و در نهایت تخریب محیط‌زیست تشدید می‌شود (استادزاده و بهلولی، ۱۳۹۴). از میان انواع حامل‌های انرژی، مصرف سوخت‌های فسیلی و به ویژه مصرف نفت و گاز طی دهه‌های گذشته رشد فزآینده‌ای داشته و بخش زیادی از افزایش تقاضای مصرف انرژی از منابع فسیلی تأمین شده و در نتیجه تولید و انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز به شدت افزایش یافته است. انتشار این گازها و به خصوص انتشار گاز دی‌اکسید کربن، اثرات زیانباری هم‌چون باران‌های اسیدی، آلودگی رودخانه‌ها، دریاچه‌ها، آب‌های زیرزمینی، تغییرات اقلیمی، گرمایش زمین را بدنبال داشته است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱). همچنین آلودگی هوا ناشی از انتشار گازهای آلاینده علاوه بر سلامتی انسان بر سلامتی سایر موجودات زنده نیز تاثیر منفی گذاشته است (Bilgili, et al. 2016). بر این اساس بکارگیری انرژی‌های تجدیدپذیر[۱] به عنوان جایگزینی برای انرژی‌های فسیلی در همه کشورها، اجتناب ناپذیر است.

انرژی تجدیدپذیر به عنوان انرژی‌های پاک به انواعی از انرژی اطلاق می‌شود که بر خلاف سایر انرژی‌های فسیلی قابلیت بازگشت مجدد به طبیعت را دارند. از جمله این دسته از انرژی‌ها می‌توان به انرژی‌های زیست توده، بادی، خورشیدی، زمین گرمایی، زیست سوخت، انرژی هیدروژنی و انرژی برق‌آبی اشاره کرد که از پتانسیل بالایی جهت تامین تقاضای انرژی در جهان برخوردارند و سازگاری مناسبی با طبیعت دارند (Pfeiffer & Mulder, 2013). این دسته از انرژی‌ها نقشی قابل توجه در کاهش گازهای گلخانه‌ای دارد و می‌تواند ریسک ناشی از نوسانات قیمت و عرضه سوخت‌های فسیلی را بالاخص برای اقتصادهای وابسته به واردات کاهش دهد (Apergis & Payne, 2010).

کشورهایی نفت خیزی نظیر ایران، عراق، ونزوئلا، عربستان سعودی، نیجریه که دارای منابع زیرزمینی فراوانی هستند در مقابل کشورهایی چون چین، ژاپن کره جنوبی و اندونزی که فاقد این گونه ذخایرند، در عرصه رشد و پیشرفت اقتصادی و نیز سرمایه‌گذاری در مباحث محیط‌زیست عقب‌ماندگی قابل ملاحظه‌ای نشان داده‌اند. تولید انرژی در ایران به طور مرسوم حول محور استفاده از سوخت‌های فسیلی ارزان می‌چرخد و انرژی‌های نو و تجدیدپذیر از رشد و توسعه قابل توجهی برخوردار نیستند. استفاده از مجموعه انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران هنوز کمتر از ۱ درصد از کل مصرف انرژی در کشور است. در منطقه خاورمیانه، کشور ترکیه وضعیت مناسبی دارد و حدود ۱۱ درصد از منابع انرژی این کشور از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر تامین می‌شود. در نقطه مقابل کشور عربستان سعودی با حدود ۰/۰۱ درصد، پایین‌ترین جایگاه را دارد. (WDI, 2016)[۲] آمریکا یکی از کشورهای پیشرو در عرصه انرژی‌های تجدیدپذیر است، به طوری که در سال ۲۰۱۴ حدود ۹ درصد از کل انرژی را انرژی تجدیدپذیر تشکیل می‌دهند. از این ۹ درصد، حدود ۱۳ درصد را انرژی بادی، ۳۵ درصد انرژی آبی، بالغ بر ۲ درصد را زمین گرمایی، بیش از ۲ درصد را انرژی خورشیدی و نزدیک به ۴۸ درصد را زیست توده تشکیل می‌دهد.

در حال حاضر هیچ کشوری به طور مطلق از انرژی‌های تجدیدپذیر استفاده نمی‌کند و انرژی مورد نیاز کشورها به نسبت‌های متفاوتی از هر دو دسته انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر تامین می‌شود (WDI, 2016). بنابراین، برای ارزیابی تاثیر مصرف انرژی بر کیفیت محیط‌زیست می‌بایست هر دو بخش انرژی مورد بررسی قرار گیرد. در این پژوهش به منظور ارزیابی تاثیر مصرف انرژی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن برای دو مجموعه کشورهای عضو اوپک (دارای خایر نفتی) و کشورهای آسیایی (فاقد ذخایر نفتی)، اثرات همزمان هر دو دسته انرژی‌های

فسیلی و تجدیدپذیر مورد توجه قرار گرفت.

پیشینه تحقیق

با توجه به اهمیت روز افزون محیطزیست و انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان یکی از مهم‌ترین گازهای آلاینده، مطالعات متعددی به بررسی اثر عوامل مختلف اقتصادی و اجتماعی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای و به ویژه انتشار گاز دی‌اکسید کربن پرداخته‌اند (Shahbaz et al., 2012). اما یکی از متغیرهایی که در بیشتر این مطالعات به عنوان مهم‌ترین عامل موثر بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن مورد بررسی قرار گرفته، مصرف انرژی است. بر این اساس می‌توان مطالعات انجام شده در این زمینه را به سه دسته اصلی تقسیم بندی نمود.

گروه اول شامل مطالعاتی است که بدون توجه به انواع انرژی، مصرف مجموع حامل‌های انرژی را به عنوان متغیر مستقل مدل در نظر گرفته‌اند. در بیشتر این مطالعه‌ها تاثیر مصرف انرژی بر میزان انتشار گازهای گلخانه مثبت به‌دست آمده است (Shabaz et al., 2014; Farhani & Shahbaz, 2014; Al-Mulali & Özturk, 2015; Kasman & Duman, 2015; Magazzino, 2016; Shabaz et al., 2016; Ahmad et al., 2016.).

در گروه دوم از مطالعه‌ها، مصرف سوخت‌های فسیلی منبع مهم انتشار گازهای گلخانه‌ای و عامل اصلی گرمایش جهانی به شمار می‌آید، به طوری که کاهش سهم این منابع در انرژی مصرفی نقش تعیین‌کننده‌ای در جهت کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن داشته است. به بیان دیگر در این مطالعه‌ها ارتباط مصرف سوخت‌های فسیلی و انتشار گازهای گلخانه‌ای مثبت به دست آمده است (Baek & Kim, 2013; Bacon & Bhattacharya, 2007; Sheinbaum et al., 2011; Shahbaz et al., 2013; Saboori et al., 2017).

در گروه سوم از مطالعه‌ها، به بررسی تاثیر مصرف انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای پرداخته‌اند. در این دسته از مطالعه‌ها رابطه میان مصرف انرژی تجدیدپذیر و انتشار گازهای گلخانه‌ای در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت، منفی و معنی‌دار ارزیابی شده است (Tiwari, 2011; Sulaiman et al, 2013; Bilgili et al, 2016; Mert & Bölük, 2016; Zoundi, 2017).

از جمله (Tiwari 2011)، اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در هند را طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۵ بررسی نمود. نتایج مطالعه نشان داد که افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر موجب کاهش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود، اما تاثیر آن در مقایسه با سایر عوامل، ناچیز است. همچنین تجزیه واریانس نیز نشان داد که مصرف انرژی تجدیدپذیر سهم اندکی در خطای واریانس پیش‌بینی شده دارد. (Sulaiman et al., 2013) تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشور مالزی طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد و میزان تولید انرژی الکتریکی توسط منابع انرژی تجدیدپذیر به عنوان شاخصی از انرژی‌های تجدیدپذیر درنظر گرفته شد. نتایج مطالعه نشان داد که یک رابطه معکوس و منفی در کوتاه‌مدت و بلند مدت میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود دارد.

(Bilgili et al., 2016)، اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر کیفیت محیطزیست در قالب منحنی محیط زیستی کوزنتس را برای ۱۷ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[۳] (OECD) در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه ضمن تایید وجود منحنی کوزنتس، نشان داد که یک رابطه منفی و معنی‌دار میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن وجود دارد. (Mert & Bölük, 2016)، بر مبنای منحنی کوزنتس، تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ۲۱ کشور عضو پیمان کیوتو (Kyoto) مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که یک رابطه معکوس میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار گاز دی‌اکسید کربن وجود دارد. (Zoundi, 2017)، اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ۲۵ کشور منتخب آفریقایی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داد. نتایج مطالعه نشان داد که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب کاهش انتشار گاز دی‌اکسید کربن می‌شود، اما تاثیر آن در مقایسه با سایر متغیرها اندک است.

بررسی اجمالی پیشنه تحقیق حاکی از آن است که در مطالعه‌های انجام گرفته بیشتر بر یکی از انواع انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر تمرکز شده است. بنابراین، در مطالعه حاضر خلا فوق برای دو مجموعه کشورهای اوپک (متکی به درآمدهای نفتی) و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی پوشش داده می‌شود. علاوه بر موارد فوق، در این مطالعه بر خلاف اکثر مطالعه‌ها و به

پیروی از مطالعه (Lopez et al., 2014)، از فرم توان سوم تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر مستقل استفاده شده است. این مدل روابط احتمالی بیشتری را در خصوص ارتباط میان متغیرهای مستقل و انتشار گاز دی‌اکسید کربن بررسی می‌نماید. بنابراین، مطالعه حاضر از منظر مطالعه‌های داخلی، جزو مطالعه‌های معدود در این زمینه است و مجموعه موارد یاد شده نوآوری و تفاوت مطالعه حاضر با سایر مطالعات انجام شده در این زمینه را نشان می‌دهد. بنابراین، در این پژوهش به ارزیابی اثر همزمان انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر بر کیفیت محیطزیست برای دو مجموعه کشورهای عضو اوپک (دارای ذخایر نفتی) و کشورهای آسیایی (فاقد ذخایر نفتی) در محدوده زمانی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۵ میلادی پرداخته شد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

در این پژوهش دو جامعه آماری کشورهای عضو اوپک و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی آماری در محدوده زمانی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ میلادی مورد ارزیابی قرار گرفتند. کشورهای عضو اوپک در این مطالعه عبارتند از: ایران، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، الجزایر، کویت، نیجریه، عراق، اکوادور، ونزوئلا و آنگولا که اقتصاد چنین کشورهایی وابستگی شدیدی به ذخایر نفتی دارد. کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی در این مطالعه عبارتند از: چین، ژاپن، کره جنوبی، هند، مالزی، تایلند، قبرس، ترکیه، ارمنستان و آذربایجان که از جهت عدم وجود ذخایر نفتی در نقطه مقابل کشورهای عضو اوپک قرار دارند و اقتصاد چنین کشورهایی وابستگی به منابع فسیلی ندارد. لازم به ذکر است که کشورهای دیگری در این منطقه حضور دارند که به دلیل نقص داده‌ها از نمونه منتخب حذف شدند.

مبانی نظری

در این مطالعه به منظور بررسی تاثیر رشد اقتصادی، انرژی‌های فسیلی و انرژی تجدیدپذیر بر کیفیت محیطزیست از شاخص‌های زیر و بر حسب داده‌های سری زمانی استفاده شد (Bölük & Mert, 2014).

(۱)

$$CO_{2t} = f(GDP_t, EC_t, RE_t)$$

که در آن CO_2: انتشار گاز دی‌اکسید کربن و بر حسب تن در سال، GDP: تولید ناخالص داخلی (به عنوان معیاری از رشد اقتصادی) و برحسب دلار و برابری قدرت خرید،EC : مصرف انرژی فسیلی و عبارتست از سهم منابع فسیلی در کل مصرف انرژی و REC: مصرف انرژی تجدیدپذیر و عبارتست از سهم منابع تجدیدپذیر در کل مصرف انرژی (WDI, 2016). روابط احتمالی بین تولید ناخالص داخلی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن، بستگی به فرم‌های مختلف متغیر تولید ناخالص داخلی در مدل انتشار آلودگی دارد (Dinda, 2004). انتظار می‌رود که افزایش در مصرف انرژی فسیلی منجر به افزایش در انتشار گاز دی‌اکسید کربن شود؛ به عبارتی دیگر علامت ضریب متغیر EC مثبت باشد. همچنین انتظار بر این است که با افزایش در مصرف انرژی تجدید پذیر، میزان انتشار انتشار گاز دی‌اکسید کربن کاهش یابد و به عبارت دیگر علامت ضریب متغیر REC منفی باشد (Bölük & Mert, 2014).

به توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در مطالعه (داده‌های پنل) ابتدا آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها صورت گرفته است. در ادامه با توجه به مطالعه (Love &; Abrigo & Love, 2015 Zicchino, 2006) از مدل خود رگرسیون برداری (VAR)[۴] در قالب پنل دیتا برای آزمون روابط علی در میان متغیرهای مورد مطالعه پرداخته شد. این مدل تلفیقی از مدل خود رگرسیونی برداری متعارف که تمامی متغیرها در این سیستم درونزا هستند، با روش پنل دیتا است. با فرض تایید رابطه علی میان متغیرها و رابطه (۱)، گام بعدی بررسی ایستایی متغیرهاست.

در مدل‌های ترکیبی نیز همانند مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها مسئله رگرسیون ساختگی مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نمی‌باشد (Gujarati, D. 2004). بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. در این پژوهش به منظور بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون ایستایی (Levin et al., 2002; Im et al., 2003) استفاده شده است.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع شود. مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی آن است که با وجود غیر ایستا بودن بیشتر سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی در بلندمدت ممکن است که

یک ترکیب خطی از متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشند. در واقع با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی این روابط بلندمدت کشف می‌شوند. آزمون‌های هم‌جمعی پنل دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی برای هر مقطع به صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (Baltagi, 2008). در داده‌های پنل به منظور آزمون رابطه هم‌جمعی از روش‌های (Pedroni, 2004; Kao, 1999) استفاده می‌شود.

در این پژوهش به منظور آزمون رابطه هم‌جمعی از هر دو روش پدرونی و کائو استفاده شده است. چنان‌چه نتایج هر دو آزمون وجود رابطه بلندمدت را تایید نماید، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است.

دو رویکرد برای تخمین بردار هم‌جمعی پنل مورد استفاده قرار می‌گیرد. رویکرد اول استفاده از روش حداقل مربعات اصلاح‌شده[۵] (FMOLS) است که توسط (Pedroni, 2000) برای تخمین روابط بلندمدت هم‌جمعی پنل معرفی شده است. رویکرد دوم استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)[۶] است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد و توسط (Stock & Watson, 2004) معرفی شد. از مهم‌ترین مزیت‌های این دو روش در مقایسه با دیگر تخمین‌زننده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک کاربرد داشته، از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است.

پس از بررسی رابطه بلندمدت و تعیین رویکرد مناسب جهت تخمین بردار هم‌جمعی، در چارچوب آزمون‌های (Wald Test) به انتخاب بهترین الگو در میان مدل‌های خطی، درجه دوم و درجه سوم انتشار آلودگی خواهیم پرداخت:

$$LnCO_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnGDP_{it} + \alpha_2 LnEC_{it} + \alpha_3 LnREC_{it} + e_{it} \quad (۲)$$

$$LnCO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 LnGDP_{it} + \beta_2 LnGDP_{it}^{\,2} + \beta_3 LnEC_{it} + \beta_4 LnREC_{it} + e_{it} \quad (۳)$$

$$LnCO_{2it} = \gamma_0 + \gamma_1 LnGDP_{it} + \gamma_2 LnGDP_{it}^{\,2} + \gamma_3 LnGDP_{it}^{\,3} + \gamma_4 LnEC_{it} + \gamma_5 LnREC_{it} + e_{it} \quad (۴)$$

در این روابط، Ln معرف لگاریتم طبیعی است. اندیس i و t به ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند. بقیه متغیرها مطابق رابطه (۱) تعریف می‌شوند. ضرایب متغیرها دارای چنین مفروضاتی است: اگر $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ باشد؛ یعنی هیچ رابطه‌ای بین درآمد و آلودگی وجود ندارد، اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$ یک رابطه یکنواخت افزایشی یا رابطه خطی بین درآمد و آلودگی وجود دارد، اگر $\gamma_1 < 0$ و $\gamma_2 = \gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت کاهشی بین درآمد و آلودگی برقرار است، اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 < 0$ و $\gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه U برعکس بین درآمد و آلودگی وجود دارد و انتظار می‌رود در یک نقطه بحرانی (نقطه بازگشت) روند انتشار آلاینده تغییر کند، اگر $\gamma_1 < 0$ و $\gamma_2 > 0$ و $\gamma_3 = 0$ باشد، یک رابطه U شکل میان درآمد و آلودگی وجود دارد، اگر $\gamma_1 > 0$ و $\gamma_2 < 0$ و $\gamma_3 > 0$ باشد، یک چند جمله‌ای از درجه سه و یک رابطه N شکل میان درآمد و آلودگی برقرار است، اگر $\gamma_1 < 0$ و $\gamma_2 > 0$ و $\gamma_3 < 0$ باشد، یک چند جمله‌ای از درجه سه و یک رابطه N شکل برعکس میان درآمد و آلودگی وجود دارد (Dinda, 2004).

به این منظور در ابتدا فرم کلی مدل انتشار آلودگی (۴) برآورد می‌شود. سپس به منظور انتخاب بین دو مدل (۳) و (۴) با آماره F رابطه (۵) آزمون می‌شود:

$$H_0 = \gamma_3 = 0$$
$$H_1 = \gamma_3 \neq 0 \quad (۵)$$

دو حالت کلی خواهیم داشت:

حالت اول: با فرض رد فرضیه H_0، مدل (۴) انتخاب می‌شود و در ادامه جهت انتخاب بهترین الگو از میان مدل‌های (۲) و (۴)، پس از برآورد فرم کلی مدل انتشار آلودگی (۴) با آماره F رابطه (۶) آزمون می‌شود:

$$H_0 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$$
$$H_1 = \gamma_3 = \gamma_3 \neq 0 \quad (۶)$$

با فرض رد فرضیه H_0 در رابطه (۶)، مدل (۴) انتخاب می‌شود و در غیر این صورت فرم خطی انتشار آلودگی (۲) به عنوان بهترین الگو تعیین می‌شود.

حالت دوم: با فرض عدم رد فرضیه H_0 در رابطه (۵)، مدل (۳) انتخاب می‌شود و در ادامه جهت انتخاب بهترین الگو از میان مدل‌های (۲) و (۳)، پس از برآورد مدل (۳) با آمارهF رابطه (۷) آزمون می‌شود:

$$H_0 = \beta_2 = 0$$
$$H_1 = \beta_2 \neq 0 \quad (۷)$$

و با فرض رد فرضیه H_0 در رابطه (۷)، مدل (۳) انتخاب می‌شود و در غیر این صورت فرم خطی انتشار آلودگی (۲) به عنوان بهترین الگو تعیین می‌شود (Gujarati, 2004).

داده‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل انتشاردی‌اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی فسیلی و مصرف انرژی تجدیدپذیر به صورت سری زمانی هستند و برای کشورهای عضو اوپک و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی در طی سال‌های ۲۰۱۳ – ۱۹۹۵ میلادی از پایگاه داده‌های بانک جهانی استخراج شد. به منظور تجزیه تحلیل‌های آماری در این مطالعه از نرم افزارهای STATA14 و EVIEWS9 استفاده شد.

یافته‌ها

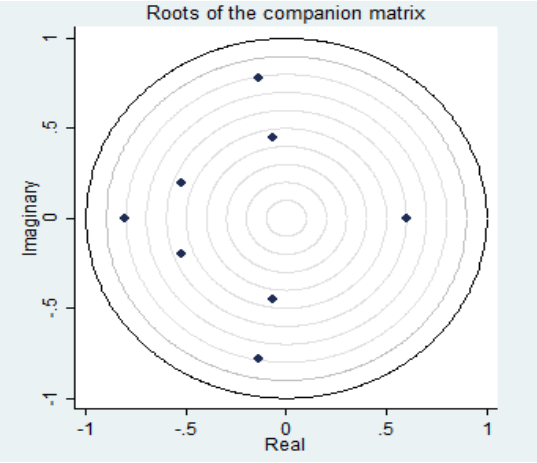
به توجه به ماهیت داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، ابتدا آزمون قابلیت تلفیق داده‌ها صورت گرفت. در این راستا انجام دو آزمون همگنی و هاسمن حایز اهمیت است. آزمون همگنی به منظور تعیین برابری عرض از مبداها (Pooled Data) با حالت تفاوت در عرض از مبدا (Panel Data) است و به کمک آماره F انجام می‌شود. آزمون هاسمن نیز به منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی صورت می‌گیرد که نتایج هر دو آزمون در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون همگنی و هاسمن

آزمون همگنی	آزمون هاسمن
آماره (F_{TEST})	آماره (χ^2)
۱۶۳/۸۰۵*** (۰/۰۰۰)	۲/۲۹۰ (۰/۸۰۷)

ماخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

مقدار آماره آزمون همگنی مطابق نتایج جدول (۱) برابر با ۱۶۳/۸۰۵ بدست آمد. با توجه به معنی‌دار بودن آماره در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبداءها رد می‌شود و مدل به صورت پنل برآورد می‌شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن در جدول (۲)، آماره کای‌دو محاسباتی معنی‌دار نیست و فرضیه صفر مبنی بر به کارگیری روش اثرات تصادفی رد نشده است و به منظور برآورد ضرایب مدل از روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود. در ادامه بر اساس رهیافت خودرگرسیون برداری پنلی (PVAR) به بررسی رابطه علی میان متغیرها پرداخته شد. همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود رابطه دو طرفه‌ای بین شاخص‌های کیفیت محیطزیست و رشد اقتصادی وجود دارد. با توجه به هدف مطالعه حاضر که بررسی اثرات رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار آلودگی است، نتایج بررسی رابطه علی بین متغیرها نشان می‌دهد که متغیر انتشار دی‌اکسید کربن می‌تواند به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی فسیلی و مصرف انرژی تجدیدپذیر به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شوند. نتایج بررسی شرط پایداری در مدل خود رگرسیونی برداری پنلی در نمودار (۱) نشان می‌دهد که مقادیر ویژه محاسبه شده برای مدل‌های برآوردی در محدوده مشخص شده قرار گرفته و به عبارت دیگر مدل PVAR شرط پایداری را تامین می‌نماید.



نمودار (۱): نتایج بررسی پایداری مدل خود رگرسیون برداری پنل (ماخذ: یافته‌های مطالعه)

جدول (۲): رابطه علی بین متغیرهای مورد مطالعه (رهیافت PVAR)

فرض صفر	آماره Chi2	نتیجه آزمون
تولید ناخالص داخلی علت انتشار دی‌اکسید کربن نیست.	۲۲۷/۴۹۸ (۰/۰۰۰)	رد
مصرف انرژی فسیلی علت انتشار دی‌اکسید کربن نیست.	۱۱۳/۳۳۹ (۰/۰۰۰)	رد
مصرف انرژی تجدیدپذیر علت انتشار دی‌اکسید کربن نیست.	۴۷۰/۱۳۳ (۰/۰۰۰)	رد
انتشار دی‌اکسید کربن علت تولید ناخالص داخلی نیست.	۱۹۶/۱۴۱ (۰/۰۰۰)	رد
مصرف انرژی فسیلی علت تولید ناخالص داخلی نیست.	۳۱۲/۹۹۲ (۰/۰۰۰)	رد
مصرف انرژی تجدیدپذیر علت تولید ناخالص داخلی نیست.	۱۶/۶۵۱ (۰/۰۰۰)	رد
انتشار دی‌اکسید کربن علت مصرف انرژی فسیلی نیست.	۱۵۸/۳۵۴ (۰/۰۰۰)	رد
تولید ناخالص داخلی علت مصرف انرژی فسیلی نیست.	۲۳۹/۶۱۸ (۰/۰۰۰)	رد
مصرف انرژی تجدیدپذیر علت مصرف انرژی فسیلی نیست.	۲۳۰/۰۷۰ (۰/۰۰۰)	رد
انتشار دی‌اکسید کربن علت مصرف انرژی تجدیدپذیر نیست.	۱۴۲/۷۹۰ (۰/۰۰۰)	رد
تولید ناخالص داخلی علت مصرف انرژی تجدیدپذیر نیست.	۲۵۱/۲۴۴ (۰/۰۰۰)	رد
مصرف انرژی فسیلی علت مصرف انرژی تجدیدپذیر نیست.	۸۷/۹۵۷ (۰/۰۰۰)	رد

ماخذ: یافته‌های مطالعه

آزمون ایستایی از مهم‌ترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است و قبل از هر چیزی در تخمین مدل‌های داده‌های ترکیبی نیز مانند مدل‌های سری زمانی لازم است ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج نشان داد تمامی متغیرها بر اساس هر دو آزمون ایستایی (Levin et al., 2002) و (Im et al., 2003) فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح رد نشده است و متغیرهای مورد نظر در سطح ایستا نمی‌باشند. اما تفاضل مرتبه اول آن‌ها ایستا است و تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

جدول (۳): نتایج ایستایی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرها	لوین، لین و چاو (LLC)		ایم، پسران و شین (IPS)		وضعیت ایستایی
	سطح	وقفه	سطح	وقفه	
لگاریتم انتشار دی‌اکسید کربن	-۰/۷۹۵(۰/۲۱۳)	-۹/۲۴۴***(۰/۰۰۰)	-۰/۶۵۵(۰/۲۵۵)	-۷/۶۱۸***(۰/۰۰۰)	I(1)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۱/۲۰۶(۰/۸۸۶)	-۲/۳۵۷***(۰/۰۰۹)	۲/۳۷۶(۰/۹۹۱)	-۱/۵۵۵*(۰/۰۶۰)	I(1)
لگاریتم مصرف انرژی فسیلی	۳/۷۴۶(۰/۹۹۹)	-۱۹/۰۷۲***(۰/۰۰۰)	-۰/۳۳۲(۰/۳۶۹)	-۱۰/۹۶۸***(۰/۰۰۰)	I(1)
لگاریتم مصرف انرژی تجدید پذیر	۰/۵۸۱(۰/۷۱۹)	-۱۲/۱۲۵***(۰/۰۰۰)	-۰/۲۶۲(۰/۳۹۶)	-۷/۹۸۲***(۰/۰۰۰)	I(1)

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

به طورکلی با توجه به نتایج ایستایی متغیرها می‌توان نتیجه گرفت که شک وجود رگرسیون کاذب قابل تأیید بوده و نیاز به بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است. نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی در جدول (۴) نشان می‌دهد که از بین هفت آماره بین گروهی و درون گروهی، بیشتر آماره‌ها (چهار آماره) در سطح یک درصد معنی‌دار هستند و می‌توان فرض صفر مبتنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو نیز در جدول (۵) بیان‌گر این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری یک درصد با قدرت رد می‌شود. به طور کلی نتایج هر دو آزمون هم‌جمعی پدرونی و کائو وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی و سرانه انتشار آلودگی را تایید می‌کنند.

در ادامه به منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب از روش‌های (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) و جهت انتخاب بهترین الگو از میان مدل‌های (۲، ۳ و ۴) از آزمون (Wald Test) استفاده شده است. در ابتدا به منظور انتخاب میان دو مدل (۳ و ۴) با آماره F رابطه (۵) آزمون می‌شود و نتایج مربوطه در جدول (۶) نشان می‌دهد که مدل (۴) در توضیح

انتشار آلودگی برتر از مدل (۳) است.

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی

درون گروهی		بین گروهی	
آماره V پنل	-۱/۱۸۴ (۰/۸۸۱)	آماره RHO گروهی	۲/۹۱۶ (۰/۹۹۸)
آماره RHO پنل	۲/۱۹۸ (۰/۹۸۶)	آماره PP گروهی	-۴/۶۹۵***(۰/۰۰۰)
آمارهPP پنل	-۴/۴۵۷*** (۰/۰۰۰)	آماره ADF گروهی	-۱/۳۲۸ *(۰/۰۹۲)
آمارهADF پنل	-۲/۰۵۵** (۰/۰۱۹)		

منبع: یافته‌های تحقیق (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

جدول (۵): نتایج آزمون هم‌جمعی کائو

آماره ADF	-۴/۰۱۷*** (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

جدول (۶): نتایج آزمون (Wald Test) به منظور انتخاب بین دو مدل (۳ و ۴)

آماره F	۴/۴۸۲*** (۰/۰۳۵)

یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

جدول (۷): نتایج آزمون (Wald Test) به منظور انتخاب بین دو مدل (۲ و ۴)

آماره F	۱۳/۷۳۴*** (۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

در گام بعدی به منظور انتخاب بین دو مدل(۲) و (۴) با آماره F رابطه (۶) آزمون شد و نتایج مربوطه در جدول (۷) نشان می‌دهد که مدل (۴) به عنوان بهترین الگو در توضیح انتشار آلودگی است.پس از تعیین مدل (۴) به عنوان بهترین الگوی انتشار آلودگی، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و تجدیدپذیر بر کیفیت محیطزیست برای هر دو دسته از کشورهای عضو اوپک و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی برآورد شد که در ادامه نتایج آن را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم.

نتایج حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل انتشار آلودگی کشورهای عضو اوپک در جدول‌های (۸ و ۹) ارایه شده است. تصریح به دست آمده قادر است بیش از ۹۹ درصد از تغییرات سرانه انتشار آلودگی را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح نماید. مقادیر ضرایب به دست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه انتشار آلودگی نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر نمود. لازم به توضیح است که کلیه پارامترهای مدل تصحیح خطا به شکل تفاضل مرتبه اول می‌باشند.

نتایج جدول‌های (۸ و ۹) نشان می‌دهد که اثر متغیر مصرف انرژی فسیلی در کشورهای عضو اوپک نقش عمده‌ای در توضیح انتشار آلودگی دارد. به طوری که انتظار می‌رود با افزایش مصرف انرژی فسیلی به میزان یک درصد، با ثابت بودن سایر شرایط، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب حدود ۱/۶۶ و ۰/۹۶ درصد افزایش می‌یابد. با توجه به وابستگی بالایی که اقتصاد کشورهای اوپک به منابع زیرزمینی به ویژه ذخایر نفتی دارند و این که سهم زیادی از مصارف داخلی انرژی کشورهای مذکور از منابع انرژی فسیلی تامین می‌شود، این نتایج دور از انتظار نیست. همانطور که نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر علیرغم نقش اندک خود، تاثیری منفی در انتشار آلودگی می‌گذارد؛ به طوری که انتظار می‌رود با افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به میزان یک درصد، با ثابت بودن سایر شرایط، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۰/۰۷ درصد کاهش پیدا کند. این تاثیر اندک در جهت بهبود کیفیت محیطزیست عمدتا به دلیل سهم بسیار پایین منابع تجدیدپذیر در تامین مصارف انرژی کشورهای اوپک است.

جدول (۸): نتایج برآورد بلندمدت اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار آلودگی در کشورهای عضو اوپک

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان اول تولید ناخالص داخلی	۲/۸۱۳***	۰/۶۹۲	۴/۰۶۶	۰/۰۰۰
توان دوم تولید ناخالص داخلی	-۰/۳۶۲***	۰/۱۳۲	-۲/۷۴۲	۰/۰۰۶
توان سوم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۱۴**	۰/۰۰۷	۲/۱۱۷	۰/۰۳۵
مصرف انرژی فسیلی	۱/۶۶۸***	۰/۳۳۰	۵/۰۴۹	۰/۰۰۰
مصرف انرژی تجدید پذیر	-۰/۰۷۵*	۰/۰۳۸	-۱/۹۵۶	۰/۰۵۲
R-squared = ۰/۹۹۱		Sum squared resied = ۲/۳۵۲		
Adjusted R- squared = ۰/۹۹۰		SE. of regression ۰/۱۲۳ =		
Mean dependent var = ۱/۵۴۷		SD. Dependent var = ۱/۲۶۶		

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

جدول(۹): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار آلودگی در کشورهای عضو اوپک

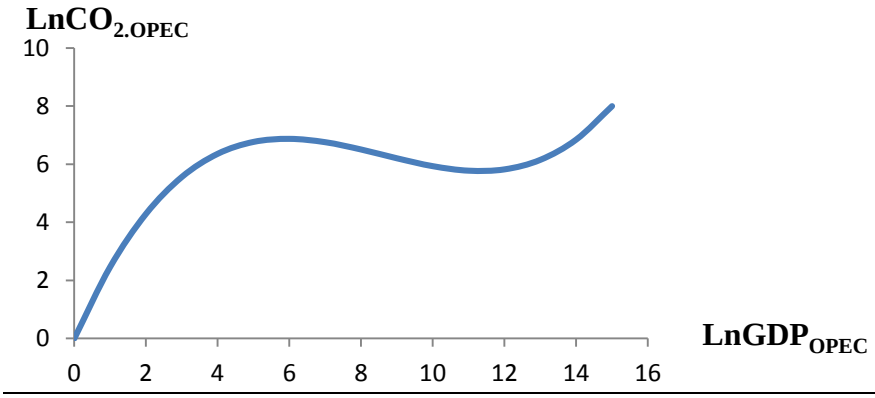
متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تفاضل مرتبه اول توان اول سرانه تولید ناخالص داخلی	۱/۳۶۳**	۰/۶۳۶	۲/۱۴۳	۰/۰۳۳
تفاضل مرتبه اول توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۵۳	۰/۱۲۴	-۰/۴۲۷	۰/۶۶۹
تفاضل مرتبه اول توان سوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۶	-۰/۱۵۵	۰/۸۷۶
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی فسیلی	۰/۹۶۱***	۰/۲۱۵	۴/۴۶۱	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی تجدید پذیر	-۰/۰۰۱	۰/۰۲۶	-۰/۰۶۱	۰/۹۵۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۶۶۹***	۰/۰۶۸	-۹/۷۵۱	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۴۹۹		Durbin-Watson stat =۱/۸۴۷		
Adjusted R- squared = ۰/۴۸۴		SE. of regression ۰/۰۹۹ =		
Mean dependent var = ۰/۰۱۶		SD. Dependent var = ۰/۱۳۸		

ماخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

ضریب جمله تصحیح خطا در جدول (۹) نشان دهنده‌ی وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۶۶ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت حدود یک و نیم دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت.

در نمودار (۲) رابطه بلندمدت میان آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن و درآمد سرانه برای کشورهای عضو اوپک ارائه شده است. در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود یک رابطهN شکل میان رشد اقتصادی و انتشار آلودگی برقرار است. با توجه به نمودار ترسیمی در سطح درآمد سرانه ۵۵۳۶/۱۱۱ دلار، جهت تقعر منحنی عوض می‌شود و تقعر این منحنی به ترتیب در درآمد سرانه برابر با ۳۷۰/۵۵۹ و ۸۲۷۰۸/۷ دلار است. از این رو در ابتدا با افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی، با ثابت بودن سایر شرایط، انتشار آلودگی افزایش می‌یابد. این وضعیت تا قبل از مرز درآمد ۳۷۰/۵۵۹ دلار، ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود سرانه انتشار آلودگی کاهش یابد و این روند تا زمانی ادامه دارد که درآمد سرانه به مرز ۸۲۷۰۸/۷ دلار برسد و با افزایش بیشتر آن انتظار می‌رود انتشار آلودگی افزایش پیدا کند. این نتیجه‌گیری

مبنی بر N شکل رابطه میان درآمد سرانه و انتشار آلودگی با مطالعه (Lopez et al, 2014) سازگار است.



نمودار(۲): رابطه بلندمدت میان رشد اقتصادی و سرانه انتشار آلودگی در کشورهای عضو اوپک

مأخذ: یافته‌های مطالعه

نتایج حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار آلودگی در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی در جدول‌های (۱۰ و ۱۱) ارایه شده است. در این جا نیز مقادیر ضرایب به دست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه انتشار آلودگی نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر نمود و تصریح به دست آمده قادر است بیش از ۹۸ درصد از تغییرات سرانه انتشار آلودگی را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح نماید. نتایج جدول‌های (۱۰ و ۱۱) نشان می‌دهد که اثر متغیر مصرف انرژی فسیلی در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی نقشی به مراتب کمتر نسبت به کشورهای اوپک در توضیح انتشار آلودگی دارد. به طوری که انتظار می‌رود با افزایش مصرف انرژی فسیلی به میزان یک درصد، با ثابت بودن سایر شرایط، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب حدود ۱/۱۹ و ۱/۱۵ درصد افزایش پیدا کند. از جمله دلایل آن می توان به عدم وابستگی اقتصاد این کشورها به منابع زیرزمینی اشاره کرد و منابع انرژی فسیلی را می‌بایست با صرف هزینه‌ای بیشتر نسبت به کشورهای اوپک و از طریق واردات تامین کنند. این هزینه بیشتر در تامین منابع فسیلی منجر می‌شود که بخش بیشتری از مصارف انرژی داخلی را در قیاس با کشورهای اوپک به منابع تجدیدپذیر تخصیص دهند. همانطور که نتایج نشان می‌دهد، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نقشی به مراتب بیشتر از کشورهای عضو اوپک در جهت کاهش انتشار آلودگی دارند؛ به طوری که انتظار می‌رود با افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به میزان یک درصد، با ثابت بودن سایر شرایط، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب حدود ۰/۳۳ و ۰/۱۷ درصد کاهش پیدا کند.

ضریب جمله تصحیح خطا در جدول (۱۱) نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار میان متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۱۸ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس در کوتاه‌مدت اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی با سرعتی بسیار کمتر از کشورهای عضو اوپک (بیش از پنج دوره زمان) به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه کوتاه‌مدت در مسیر رابطه تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

در نمودار (۳) رابطه بلندمدت میان آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن و درآمد سرانه برای کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی ارائه شده است. در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود یک رابطهN شکل میان رشد اقتصادی و انتشار آلودگی برقرار است. با توجه به نمودار ترسیمی در سطح درآمد سرانه ۶۱۲۹/۲۸۵ دلار، جهت تقعر منحنی عوض می‌شود. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده شد، در بازه‌ای از درآمد سرانه در کشورهای عضو اوپک، سرانه انتشار آلودگی کاهش پیدا می‌کرد و حال آن که مطابق نمودار (۳) با افزایش درآمد سرانه در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی، سرانه انتشار آلودگی به طور پیوسته افزایش پیدا

می‌کند. مطابق نمودار (۳) در ابتدا با افزایش رشد اقتصادی، انتشار آلودگی با روندی نزولی افزایش می‌یابد. این وضعیت تا قبل از مرز درآمد ۶۱۲۹/۲۸۵ دلار ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود سرانه انتشار آلودگی با روندی صعودی افزایش پیدا کند.

جدول(۱۰): نتایج برآورد بلندمدت اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار آلودگی در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی

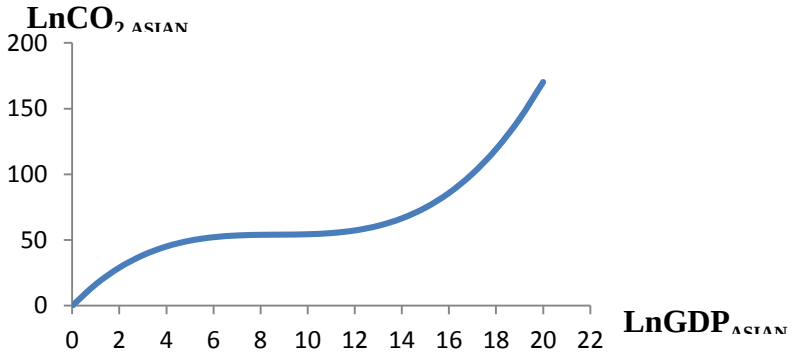
متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان اول تولید ناخالص داخلی	۱۸/۳۷۰**	۸/۳۱۷	۲/۲۰۸	۰/۰۲۸
توان دوم تولید ناخالص داخلی	-۲/۰۹۳**	۰/۹۲۱	-۲/۲۷۰	۰/۰۲۴
توان سوم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۸۰**	۰/۰۳۳	۲/۳۷۲	۰/۰۱۸
مصرف انرژی فسیلی	۱/۱۹۳***	۰/۳۶۴	۳/۲۷۵	۰/۰۰۱
مصرف انرژی تجدید پذیر	-۰/۳۲۸***	۰/۰۵۳	-۶/۱۴۳	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۹۸۴		Sum squared resied = ۱/۵۱۳		
Adjusted R- squared = ۰/۹۸۲		SE. of regression ۰/۰۹۵ =		
Mean dependent var = ۱/۴۰۷		SD. Dependent var = ۰/۷۳۱		

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

جدول(۱۱): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و تجدیدپذیر بر انتشار آلودگی در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تفاضل مرتبه اول توان اول سرانه تولید ناخالص داخلی	-۶/۴۳۲	۱۰/۲۶۱	-۰/۶۲۶	۰/۵۳۱
تفاضل مرتبه اول توان دوم سرانه تولید ناخالص داخلی	۰/۶۶۱	۱/۱۳۴	۰/۵۸۳	۰/۵۶۰
تفاضل مرتبه اول توان سوم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۲۰	۰/۰۴۱	-۰/۴۹۶	۰/۶۲۰
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی فسیلی	۱/۱۵۱***	۰/۱۵۱	۷/۵۸۴	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی تجدید پذیر	-۰/۱۷۲***	۰/۰۳۶	-۴/۷۶۶	۰/۰۰۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۱۸۶***	۰/۰۴۴	-۴/۱۸۴	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۵۸۶		-Watson stat =۲/۰۵۳		
Adjusted R- squared = ۰/۵۷۴		SE. of regression ۰/۰۴۷ =		
Mean dependent var = ۰/۰۱۹		SD. Dependent var = ۰/۰۷۳		

مأخذ: یافته‌های مطالعه (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)



نمودار(۳): رابطه بلندمدت میان رشد اقتصادی و سرانه انتشار آلودگی در کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی

مأخذ: یافته‌های مطالعه

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش به ارزیابی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های فسیلی و تجدیدپذیر بر کیفیت محیط‌زیست در دو جامعه آماری کشورهای عضو اوپک و کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی در طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۵ پرداخته شد و نتایج حاصل از هر دو جامعه آماری با یکدیگر مقایسه شد. پس از تایید رابطه بلندمدت و تعیین رویکرد (FMOLS) جهت تخمین بردار هم‌جمعی، در چارچوب آزمون‌های (Wald Test) به انتخاب بهترین الگو در میان مدل‌های خطی، درجه دوم و درجه سوم انتشار آلودگی پرداخته شد و نتایج نشان داد که در هر دو جامعه آماری، فرم درجه سوم برتری دارد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در هر دو جامعه آماری یک رابطهN شکل میان رشد اقتصادی و انتشار آلودگی برقرار است، با این تفاوت که در کشورهای عضو اوپک با افزایش رشد اقتصادی در بازه‌ای از درآمد سرانه، انتشار آلودگی کاهش پیدا می‌کند؛ اما در کشورهای فاقد ذخایر نفتی با افزایش درآمد سرانه، انتشار آلودگی به طور پیوسته در حال افزایش است و در هیچ بازه‌ای از آن کاهش آلودگی مشاهده نمی‌شود. اثر متغیر مصرف انرژی فسیلی مطابق انتظار دارای بیشترین اثرگذاری در انتشار آلودگی است و در کشورهای عضو اوپک نقش بالاتری نسبت به کشورهای آسیایی فاقد ذخایر نفتی در توضیح انتشار آلودگی دارد. در مقابل، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای فاقد ذخایر نفتی نقشی به مراتب بیشتری نسبت به کشورهای عضو اوپک در کاهش انتشار آلودگی و بهبود کیفیت محیط‌زیست دارند. بر اساس گزارش آژانس بین المللی انرژی‌های تجدیدپذیر (IRENA)[۷] چنان‌چه سهم انرژی‌های تجدیدپذیر تا سال ۲۰۳۰ دو برابر شود، سالانه تا ۴/۲ تریلیون دلار صرفه‌جویی اقتصادی به همراه خواهد داشت. در واقع دو برابر شدن سهم فناوری‌های تجدید پذیر، نیازمند سالانه ۲۹۰ میلیارد دلار سرمایه‌گذاری است و این میزان هزینه در حدود ۴ تا ۱۵ برابر کمتر از هزینه‌ها و عوارض جانبی استفاده از سوخت‌های فسیلی است. به عبارت دیگر، کاهش انتشار آلاینده‌ها به ویژه دی‌اکسید کربن می‌تواند حدود ۱۲۰۰ تا ۴۲۰۰ میلیارد دلار در هزینه‌ها صرفه‌جویی به همراه داشته باشد (Saygin et al., 2015). بنابراین، پیشنهاد می‌شود که تمامی کشورهای مورد مطالعه به ویژه کشورهای عضو اوپک که سهم زیادی از مصارف انرژی خود را از منابع انرژی فسیلی تامین می‌کنند، با اتخاذ سیاست‌هایی نظیر وضع عوارض و مالیات‌های محیط‌زیست بر استفاده از سوخت‌های فسیلی و سرمایه‌گذاری هر چه بیشتر در جهت جایگزینی انرژی‌های پاک، به کاهش انتشار آلودگی کمک شایانی نمایند.

یادداشت‌ها

1. Renewable Energy
2. World Development Indicators
3. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
4. Panel Vector Autoregressive
5. Fully Modified Ordinary Least Squares
6. Dynamic Ordinary least squares
7. International Renewable Energy Agency

فهرست منابع

Abrigo, M. R. & Love, I. 2015. Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs. manuscript, Febr 2015 available on http://paneldataconference2015. ceu. hu/Program/Michael-Abrigo. pdf.

Ahmad, A.; Zhao, Y.; Shahbaz, M.; Bano, S.; Zhang, Z.; Wang, S. & Liu, Y. 2016. Carbon emissions, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. Energy Policy, 96, 131-143.

Al-Mulali, U. & Özturk, I. 2015. The effect of energy consumption, urbanization, trade openness, industrial output, and the political stability on the environmental degradation in the MENA (Middle East and North African) region. Energy, 84, 382-389.

Apergis, N. & Payne, J. E. 2010. Renewable energy consumption and growth in Eurasia. Energy Economics, 32(6), 1392-1397.

Bacon, R. W.; Bhattacharya, S.; Damania, R.; Kojima, M. & Lvovsky, K. 2007. Growth and CO_2 emissions: how do different countries fare. Environment Department Papers, 113.

Baek, J. & Kim, H. S. 2013. Is economic growth good or bad for the environment? Empirical Evidence from Korea. Energy Economics, 36, 744-749.

Baltagi, B. 2008. Econometric analysis of panel data (Vol. 1). John Wiley ; Sons.

Bilgili, F.; Koçak, E. & Bulut, Ü. 2016. The dynamic impact of renewable energy consumption on CO_2 emissions: a revisited Environmental Kuznets Curve approach. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 54, 838-845.

Bölük, G. & Mert, M. 2014. Fossil & renewable energy consumption, GHGs (greenhouse gases) and economic growth: Evidence from a panel of EU (European Union) countries. Energy, 74, 439-446.

Dinda, S. 2004. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: a survey. Ecological Economics, 49(4), 431-455.

Farhani, S.; Shahbaz, M. & Arouri, M. E. H. 2013. Panel analysis of CO_2 emissions, GDP, energy consumption, trade openness and urbanization for MENA countries. University Library of Munich, Germany.

Fetros, M. H.; Aghazadeh, A. & Gebraeeli, S. 2012. The Impact of Renewable and Non-Renewable Energy Consumption on Economic Growth in Selected Developing Countries (including Iran). Energy Economics Studies, 9(32), 51-72. (In Persian).

Gujarati, D. 2004. Essentials of Econometrics. Volume 2. Translated by Dr. Hamid Abrishami. Tehran: Tehran University Press. (In Persian).

Halicioglu, F. 2009. An econometric study of CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. Energy Policy, 37(3), 1156-1164.

Im, K. S.; Pesaran, M. H. & Shin, Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of econometrics, 115(1): 53-74.

Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. Journal of econometrics, 90(1): 1-44.

Kasman, A. & Duman, Y. S. 2015. CO_2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. Economic Modelling, 44, 97-103.

Levin, A.; Lin, C. F. & Chu, C. S. J. 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. Journal of Econometrics, 108(1), 1-24.

Lopez- Menendez, A. J.; Perez, R. & Moreno, B. 2014. Environmental costs and renewable energy: Re-visiting the Environmental Kuznets Curve. Journal of Environmental Management, 145, 368-373.

Love, I. & Zicchino, L. 2006. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. The Quarterly Review of Economics and Finance, 46(2), 190-210.

Magazzino, C. 2016. CO_2 emissions, economic growth, and energy use in the Middle East countries: A panel VAR approach. Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy, 11(10), 960-968.

Mert, M. & Bölük, G. 2016. Do foreign direct investment and renewable energy consumption affect the CO_2 emissions? New evidence from a panel ARDL approach to Kyoto Annex countries. Environmental Science and Pollution Research, 23(21), 21669-21681.

Ostadzadeh, A. H. & Bohlooli, P. 2015. Effect of Renewable Energy on Environmental Kuznets Curve in Iran, Applied Economics, 2(2), 127-154. (In Persian).

Pedroni, P. 2000. Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels.

Pedroni, P. 2004. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis.Econometric theory, 20(03): 597-625.

Pfeiffer, B. & Mulder, P. 2013. Explaining the diffusion of renewable energy technology in developing countries. Energy Economics, 40, 285-296.

Saboori, B.; Rasoulinezhad, E. & Sung, J. 2017. The nexus of oil consumption, CO_2 emissions and economic growth in China, Japan and South Korea. Environmental Science and Pollution Research, 1-20.

Shahbaz, M.; Farhani, S. & Ozturk, I. 2013. Coal Consumption, Industrial Production and CO2 Emissions in China and India. University Library of Munich, Germany.

Shahbaz, M.; Lean, H. H. & Shabbir, M. S. 2012. Environmental Kuznets curve hypothesis in Pakistan: cointegration and Granger causality. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 16(5), 2947-2953.

Shahbaz, M.; Loganathan, N.; Muzaffar, A. T.; Ahmed, K. & Jabran, M. A. 2016. How urbanization affects CO_2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 57, 83-93.

Shahbaz, M.; Sbia, R.; Hamdi, H. & Özturk, I. 2014. Economic growth, electricity consumption, urbanization and environmental degradation relationship in United Arab Emirates. Ecological Indicators, 45, 622-631.

Sheinbaum, C.; Ruíz, B. J. & Ozawa, L. 2011. Energy consumption and related CO_2 emissions in five Latin American countries: changes from 1990 to 2006 and perspectives. Energy, 36(6), 3629-3638.

Stock, J. H. & Watson, M. W. 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 783-820.

Sulaiman, J.; Azman, A. & Saboori, B. 2013. The potential of renewable energy: using the environmental Kuznets curve model. American Journal of Environmental Sciences, 9(2), 103.

Tiwari, A. K. 2011. A structural VAR analysis of renewable energy consumption, real GDP and CO_2 emissions: evidence from India. Economics Bulletin, 31(2), 1793-1806.

WDI (World Development Indicators). 2016. Retrieved January 7, 2016, from http://www.worldbank.org/

Zoundi, Z. 2017. CO_2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 72, 1067-1075.