Archive of SID

فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هشتم / شماره‌ی ۳۰/ پائیز ۱۳۹۰/ صفحات ۳۲-۱

رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی در کشورهای عضو پیمان کیوتو

حسین صادقی

عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس sadeghih@modares.ac.ir

مجید اسلامی اندارگلی*

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه صنعت آب و برق شهید عباسپور

mj_eslami63@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۳۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۱/۲۴

چکیده

از آن‌جا که بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای گلخانه‌ای و آثار زیست محیطی آن، به ویژه در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه‌ای با روند صعودی در حال افزایش است، اهمیت فراوانی دارد، لذا در این مطالعه ارتباط میان انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی فسیلی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) برای کشورهای بزرگ تولیدکننده‌ی عضو پیوست الف و ب پیمان کیوتو طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷، برآورد و به منظور آزمون ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها از آزمون علیت گرنجری استفاده شده است. برآورد بلندمدت مدل بیان می‌دارد که ارتباط معنادار و مثبتی میان مصرف انرژی و انتشار CO_2 و یک ارتباط غیر خطی میان انتشار این گاز و تولید ناخالص سرانه، با فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس، وجود دارد. با این وجود، آماره‌ی بلندمدت این آزمون بیانگر این واقعیت است که علیت مستقیمی میان تمامی متغیرها وجود نداشته است، به عبارت دیگر، نتایج این آزمون، وجود علیت گرنجری یک طرفه‌ای میان مصرف انرژی فسیلی و انتشار CO_2 به رشد اقتصادی در بلندمدت را نشان می‌دهد. هم‌چنین، نتایج آزمون علیت کوتاه‌مدت، بیانگر وجود علیت گرنجری یک طرفه‌ای از انتشار CO_2 به مصرف انرژی فسیلی است.

طبقه بندی JEL؛ Q_{43} , Q_{53} , Q_{56}

کلید واژه: پیمان کیوتو، انتشار گاز دی اکسید کربن، مصرف انرژی، رشد اقتصادی، منحنی کوزنتس، حداقل مربعات معمولی پویا.

---

*- نویسنده مسئول

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

با آغاز انقلاب صنعتی در اوایل قرن نوزدهم میلادی و رشد روز افزون تحولات بشری، تغییرات گوناگونی نیز در زندگی انسان‌ها رخ داده است. نیاز بشر به انرژی و مصرف انواع سوخت‌های فسیلی نظیر زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی سبب افزایش شدید گازهایی مانند دی‌اکسیدکربن (CO_2) در جو شده است. افزایش جمعیت کره‌ی زمین که سبب تغییر کاربری زمین، تخریب جنگل‌ها، افزایش فعالیت‌های کشاورزی و دامداری و تولید ضایعات جامد و مایع شده، تبعات مختلفی به همراه داشته است. پدیده‌ی تغییر آب و هوا یکی از این تبعات است. رشد جمعیت و پیشرفت تکنولوژی در قرن اخیر به رشد میزان تقاضای حامل‌های انرژی منجر شده است. انسان‌ها با مصرف انرژی حاصل از سوخت‌های فسیلی و تولید بیش از حد گازهای‌گلخانه‌ای[1] توازن انرژی زمین را بهم می‌زنند. ادامه‌ی روند افزایش میزان تقاضا و مصرف انرژی در چند دهه‌ی آینده، تغییر کاربری زمین، گسترش فعالیت‌های کشاورزی و دامداری و افزایش ضایعات جامد و مایع پدیده‌ی گلخانه‌ای در جو زمین را تشدید خواهد کرد.

گازهای گلخانه‌ای (مانند بخار آب، دی اکسید کربن، متان، دی اکسید نیتروژن و غیره) گازهای تشکیل دهنده‌ی جو زمین، به حدود نیمی از انرژی خورشید اجازه‌ی عبور داده و بخشی از اشعه‌ی مادون قرمز منعکس شده از زمین را دوباره به آن باز می‌تابانند. به این شکل به دام افتادن گرما، اصطلاحا اثر گلخانه‌ای گفته می‌شود.

در حال حاضر غلظت گازهای گلخانه‌ای به‌واسطه‌ی دو عامل که هر دو ناشی از تکنولوژی امروزی است، در حال افزایش می‌باشد؛ یکی تولید ترکیبات CFC که قبلا به هیچ وجه در کره‌ی زمین وجود نداشته‌اند و دیگری سوختن سوخت‌های فسیلی که با سرعتی فوق العاده انجام شده و هنوز هم در حال زیاد شدن است. با توجه به این‌که بیش از ۸۳ درصد گازهای مؤثر در پدیده‌ی گرم شدن زمین را دی اکسید کربن تشکیل می‌دهد، می‌توان گفت کنترل این گاز به معنای کنترل کل جو زمین می‌باشد. بیش‌ترین تولید CO_2 در نیروگاه‌های تولید برق، به ویژه انواعی که از زغال سنگ به عنوان سوخت استفاده می‌کنند، انجام می‌گیرد. بعد از CO_2 گاز متان با مقدار ۹ درصد دارای بیش‌ترین سهم می‌باشد. بخش بزرگی از تولید گاز متان از محل‌های دفع زباله،

1- Greenhouse Gases.

www.SID.ir

Archive of SID

مشعل‌های سوزان گاز و معادن زغال سنگ است. افزایش غلظت این گازها موجب تغییرات آب و هوایی و گرم شدن زمین[1] خواهد شد.

به همین منظور در این مطالعه به بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی و انتشار آلاینده‌های زیست محیطی در کشورهای عضو پیمان کیوتو طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ پرداخته شده است. در بخش ابتدایی به بیان شرح مختصری از کنوانسیون تغییر آب و هوا پرداخته و با ارائه‌ی توضیحاتی درباره‌ی پیمان کیوتو و انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن در کشورهای عضو این پیمان، به بررسی مطالعات انجام شده در زمینه‌ی ارتباط میان رشد اقتصادی و انتشار آلاینده‌های زیست محیطی پرداخته شده است. در بخش‌های بعدی، با بیان روش تحقیق و معرفی مدل، به منظور آزمون ارتباط میان رشد اقتصادی و انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن از آزمون علیت گرنجر استاندارد بهره برده می شود. در پایان با برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی پانل پویا[2]، به بیان نتیجه‌گیری و ارائه‌ی پیشنهاداتی در زمینه‌ی جمع آوری گاز دی اکسید کربن پرداخته می شود.

۲- کنوانسیون تغییر آب و هوا

نخستین کنفرانس آب و هوای جهان در سال ۱۹۷۹ برگزار شده است. در سال ۱۹۸۹ هیأت بین الدول تغییر آب و هوا (IPCC)[3] تشکیل شده که اولین گزارش خود را در سال ۱۹۹۰ منتشر کرده است. هم‌زمان با تشکیل اجلاس زمین در ریودوژانیرو، کنوانسیون تغییر آب و هوا UNFCCC[4] نیز به طور گسترده ا ی مطرح شده است. مسأله‌ی مهم و مشکل زا در مورد تغییر آب و هوا، گرم شدن کره‌ی زمین است که در اثر انتشار گازهای گلخانه‌ای ایجاد می‌شود.

IPCC، در اولین گزارش خود در سال ۱۹۹۰ با شواهد علمی، مسأله تغییر اقلیم را اثبات و بر انسان بودن پدیده‌ی گرمایش جهانی تأکید کرده است، در سال ۱۹۹۵، این هیأت اولین ارزیابی خود را با عنوان SAR[5] ارائه کرده است که در این گزارش شواهد

1- Global Warning.
2- the Panel Dynamic Ordinary Least Square.
3- Intergovernmental Panel on Climate Change.
4-United Nation Framework Convention on Climate Change.
5- Second Assessment Report.

www.SID.ir

Archive of SID

علمی و متعددی دال بر انسان ساخت بودن تغییر آب و هوا ذکر شده است. IPCC، آمار مهمی ارائه کرده است که چنان‌چه بشر به فعالیت‌های خود به همین منوال ادامه دهد در کره‌ی زمین تاسال ۲۱۰۰، دمای متوسط به میزان ۲ درجه‌ی سانتی گراد (°C) افزایش خواهد یافت. این امر سبب می‌شود تا سطح آب دریاها ۰/۵ متر بالا رود. پیامد این افزایش سطح دریا، جزایر پاسیفیک و کاراییب به زیر آب می‌روند. منابع آب زیرزمینی جزایری نیز که به زیر آب نمی‌روند به آب دریا آلوده شده و قابل استفاده نیست، بدین سبب سکونت در آن‌ها امکان پذیر نخواهد شد. این اخطار سبب شده است در سال ۱۹۹۲ با توجه به اقدامات IPCC، چارچوبی برای تغییر آب و هوا با عنوان UNFCCC تنظیم شود. در این چارچوب بر ضرورت اتحاد کشورهای جهان برای مقابله با تغییر اقلیم تاکید شده است. یکی از موارد مهم این کنوانسیون آن است که می‌توان به روند تحقیقات ادامه داد و امکان اضافه کردن سندهای قانونی یا پروتکل به آن نیز وجود دارد. در سال ۱۹۹۰، مجمع عمومی سازمان ملل متحد، کمیته‌ی مذاکرات بین الدول (INC)[1] را برای تدوین عهدنامه‌ی سازمان ملل درمورد تغییرات آب وهوا (UNFCCC)، تشکیل داد. سپس اعضای اصلی این کنوانسیون در برلین، ژنو و برلین سه کنفرانس (COP)[2] برپا کردند که پیمان کیوتو[3]، حاصل این کنفرانس‌ها در دسامبر ۱۹۹۷ بوده است. پروتکل کیوتو دومین سندی است که در سومین نشست اعضای کنوانسیون COP به تصویب رسیده است، که به شرح کامل آن در بخش بعدی می‌پرداخته می‌شود.

پیش از تشریح پیمان کیوتو باید گفت که اعضای این کنوانسیون در دسامبر ۲۰۰۹ در کپنهاگ دانمارک دوباره گرد هم آمدند. مهم‌ترین هدف این نشست دست یابی به تدوین پیمانی است که به کاهش سیستماتیک مقدار گازکربنیک موجود در هوا منجر شود. این نشست به دلیل اختلاف کشورهای صنعتی در کاهش میزان پخش و نشر گازهای گلخانه‌ای و میزان پرداخت کمک‌های مالی برای کشورهای در حال توسعه، التزام حقوقی برای رعایت کاهش گاز دی اکسیدکربن و نظارت بین‌المللی بر اهداف اقلیمی در کشورهای توسعه یافته، نتوانست به راه‌کارهای جدی و مؤثر مشترکی دست یابد. سرانجام این کنفرانس، با توافق کشورهای عضو سازمان ملل با مفاد مذاکرات میان

1 - Intergovermental Negotiation Committee.
2 - Conferences of the Parties .
3 - Kyoto Protocol.

www.SID.ir

Archive of SID

چین و آمریکا و با انتشار بیانه‌ای به کار خود پایان داد. بر اساس این توافق‌نامه، کشورها برای کاهش گرمای زمین تا سطح دو درصد متعهد شدند. هم‌چنین در این توافق‌نامه مقرر شده است کمکی به میزان صد میلیارد دلار از سوی کشورهای صنعتی به کشورهای در حال توسعه اختصاص یابد. این رقم قرار است تا سال ۲۰۲۰ در اختیار این کشورها قرار گیرد.

پیمان کیوتو

گام اول و مهم در راه کاهش گازهای گلخانه‌ای و در نتیجه جلوگیری از تغییرات آب و هوایی به پیمان کیوتو مربوط است. پروتکل کیوتو در ۱۶ مارس ۱۹۹۸ به جهت امضا گشوده شده است و ۹۰ روز پس از آن که به وسیله‌ی حداقل ۵۵ گروه از طرف‌های متعاهد کنوانسیون تصویب شود، به مرحله‌ی اجرا درخواهد آمد. این طرف‌های متعاهد کشورهای توسعه یافته که عامل پخش و انتشار حداقل ۵۵ درصد از کل دی اکسیدکربن تولید شده به وسیله‌ی گروه صنعتی در سال ۱۹۹۰ هستند را نیز شامل می‌شود.

بر طبق توافقات به عمل آمده در این پیمان، کشورها به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته‌ی اول، کشورهای صنعتی شده[۱] یا پیوست الف[۲] هستند که باید تولید گازهای گلخانه‌ای خود را کاهش دهند. دسته‌ی دوم؛ کشورهای در حال توسعه‌ای هستند که خارج از پیوسته اند و به اصطلاح Non- Annex می باشند. کشورهای Non- Annex نیز به دو دسته تقسیم شده‌اند؛ الف) کشورهای درحال توسعه‌ای که اقتصاد قوی داشته و باید هزینه و تکنولوژی لازم را برای کاهش گازهای گلخانه‌ای تأمین کنند، ب) کشورهای در حال توسعه‌ای که لزومی به کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای ندارند، مگر آن که هزینه و تکنولوژی مورد نیاز آن ها را کشورهای پیشرفته تأمین کنند. برای تأمین این هزینه‌ها چند راه کار درنظر گرفته شده است که مهم‌ترین آن سازوکار

۱- شامل کشورهای: استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، کرواسی، جمهوری چک، دانمارک، استونی، اتحادیه‌ی اروپا، فنلاند، آلمان، یونانف مجارستان، ایسلند، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، لاتویا، Liechtenstein، لیتوانی، لوگزامبورگ، موناکو، هلند، نیوزیلند، نروژ، لهستان، پرتغال، رومانی، روسیه، اسلوواکی، اسلوونی، اسپانیا، سوئد، سوییس، اوکراین، آمریکا، بریتانیای کبیر و ایرلند شمالی.

2 - Annex (I).

www.SID.ir

Archive of SID

توسعه‌ی پاک (CDM)[1] است. طبق این پیمان، کشورهای توسعه یافته می‌توانند بخشی از سهم خود را برای کاهش تولید گاز CO_2 بخرند. بدین ترتیب که معادل همان سهم را در کشورهای توسعه در راه کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی یا توسعه‌ی کاربرد انرژی‌های تجدیدپذیر و مدیریت اراضی کشاورزی سرمایه‌گذاری کنند تا از تولید گازهای گلخانه‌ای آن کشور کم شود. به این اصطلاحا ساز و کار توسعه‌ی پاک یا به‌طور خلاصه CDM گفته می‌شود.

به عبارت دیگر، منظور از مکانسیم توسعه‌ی پاک (CDM)، پروژه‌هایی است که کشورهای توسعه یافته برای تحقق تعهدات خود در کاهش انتشار و هم‌چنین کمک به توسعه‌ی پایدار در کشورهای در حال توسعه اجرا و به ازای این کاهش انتشار، گواهی کاهش انتشار (CER)[2] دریافت می‌کنند که با کنترل سازمان ملل داده شده و هر کدام معادل یک تن کاهش در گاز CO_2 است که از طریق سایت cdmbazar.net قابل معامله می‌باشد. تأیید این پروژه‌ها توسط چند مؤسسه‌ی خاص در مراحل مختلفی مثل طراحی پروژه، اعتبارسنجی، ثبت و نظارت انجام می‌گیرد و در نهایت منجر به صدور مجوز خواهد شد. به کل این فرآیند، تجارت کربن[3] گفته می‌شود. بر همین اساس، بیش از دوسوم پروژه‌های به ثبت رسیده تا سال ۲۰۰۹ مربوط به کشورهای آسیایی به خصوص چین و هند است.

انتشار CO_2 در کشورهای عضو پیمان کیوتو

در این قسمت، میزان انتشار گاز دی اکسید کربن در بزرگ‌ترین کشورهای تولیدکننده‌ی عضو پیمان کیوتو توضیح داده خواهد شد. همان‌طور که در بالا شرح شده است، در پیمان کیوتو کشورها به دو دسته تقسیم می‌شوند: دسته‌ی اول، کشورهای عضو پیوست الف، که به‌طور مستقل یا مشترک توسط پروتکل متعهد شده‌اند که انتشار گازهای گلخانه‌ای را حذف و یا کاهش دهند، به‌طوری‌که میزان انتشار این شش گاز گلخانه‌ای کشورهای توسعه یافته در محدوده‌ی سال‌های ۲۰۰۸ – ۲۰۱۲ به ۵/۲ درصد زیر سطح انتشار سال ۱۹۹۰ کاهش یابد. بزرگ‌ترین کشورهای تولیدکننده‌ی این گاز

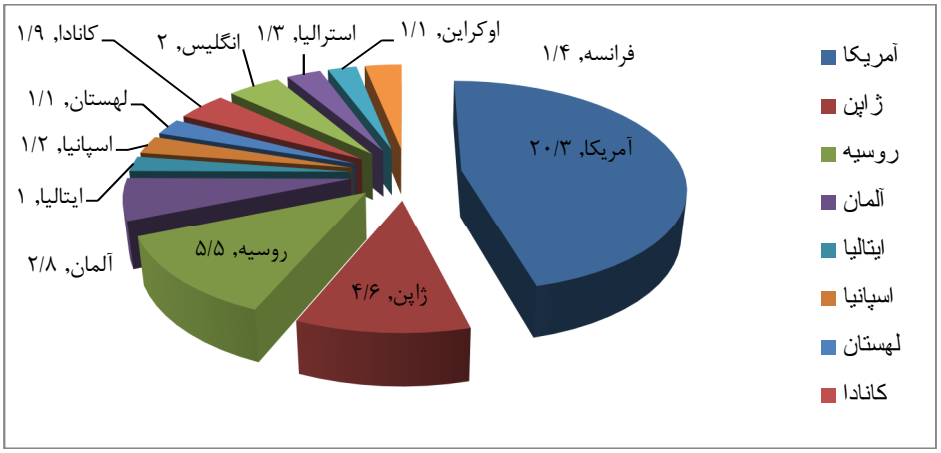
1 - Clean Development Mechanism.
2 - Certified Emission Reduction.
3 - Carbon Trade.

www.SID.ir

Archive of SID

گلخانه‌ای عضو پیوست الف در سال ۲۰۰۷ شامل؛ آمریکا[۱]، ژاپن، روسیه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا، لهستان، کانادا، انگلیس، استرالیا، اوکراین و فرانسه هستند.

شکل (۱)، درصد سهم انتشار CO_2 این ۱۲ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی عضو پیوست الف پیمان در سال ۲۰۰۷ را در جهان نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌کنید در بین این کشورها، آمریکا با بیش‌ترین سهم یعنی ۲۰/۳ درصد در رتبه‌ی اول و کشورهای روسیه و ژاپن به ترتیب با ۵/۵ و ۴/۶ درصد در مکان‌های بعدی، بزرگ‌ترین تولیدکنندگان این گاز قرار دارند.



منبع: WDI (World Development Indicator)

شکل ۱- درصد انتشار گاز CO_2 در ۱۲ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی عضو پیوست الف پیمان کیوتو در سال ۲۰۰۷

دسته‌ی دوم؛ کشورهای پیوست ب، کشورها هستند که در اصل بخشی از همان پیوست الف بوده و بیش‌ترین سهم را در تولید این گازها دارند. این کشورها اقتصادی قوی و توسعه یافته داشته و باید هزینه و تکنولوژی لازم را برای کاهش گازهای گلخانه‌ای تأمین کنند. بزرگ‌ترین کشورهای تولیدکننده‌ی گاز دی اکسیدکربن عضو

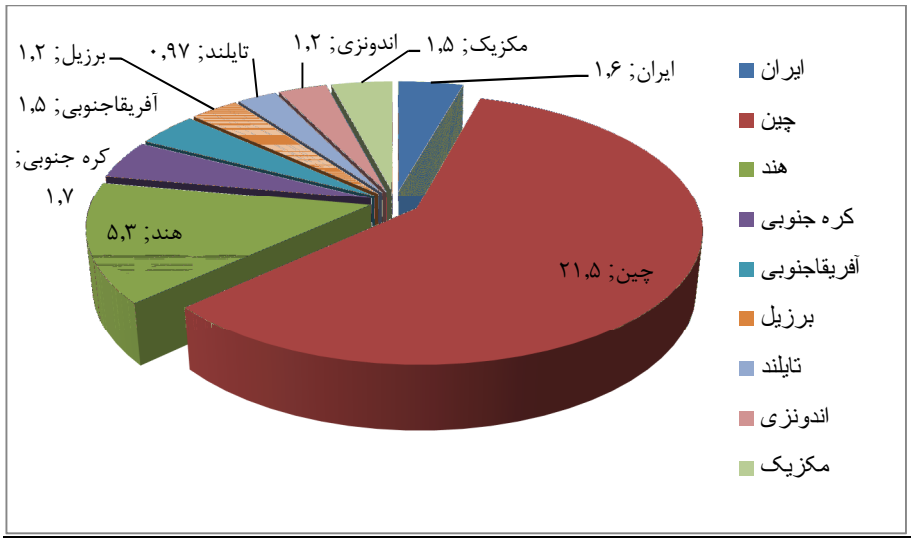
۱- ایالات متحده‌ی آمریکا اگرچه یکی از امضاکنندگان معاهده‌ی کیوتو ست، اما نه پیمان را تصویب کرده و نه آن را رد می‌کند.

www.SID.ir

Archive of SID

این پیوست شامل؛ چین، برزیل، هند، مکزیک، اندونزی، تایلند، آفریقای جنوبی و کره‌ی جنوبی می‌باشند.

شکل (۲)، درصد سهم انتشار CO_2 این ۹ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی عضو پیوست ب پیمان در سال ۲۰۰۷ را در جهان نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در بین این کشورها، چین با بیش‌ترین سهم، یعنی ۲۱/۵ درصد در رتبه‌ی اول و کشورهای هند و کره‌ی جنوبی به ترتیب با ۵/۳ و ۱/۷ درصد در مکان‌های بعدی، بزرگ‌ترین تولیدکنندگان این گاز قرار دارند.



منبع: WDI(World Development Indicator)

شکل ۲- درصد انتشار گاز CO_2 در ۹ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی عضو پیوست ب پیمان کیوتو در سال ۲۰۰۷

بر اساس گزارش آژانس بین‌المللی انرژی(AIE)[1] در سال ۲۰۰۷، تولید جهانی گازکربنیک در این سال، بیست و نه میلیارد تن بوده است. بر اساس این گزارش، ده کشور جهان، یعنی چین، آمریکا، روسیه، هند، ژاپن، آلمان، کانادا، انگلستان، کره‌ی جنوبی و ایران، عامل بیش‌ترین مقدار تولید گازکربنیک در سال ۲۰۰۷ بوده و در مجموع ۱۸/۸ میلیارد تن گازکربنیک تولید کرده‌اند. در میان کشورهای صنعتی، آمریکا،

1- American Information of Energy.

www.SID.ir

Archive of SID

روسیه، ژاپن، آلمان، کانادا و بریتانیا، بیش‌ترین حجم گاز دی اکسید کربن را تولید می‌کنند. در میان این کشورها، روسیه تنها کشوری است که بعد از فروپاشی شوروی سابق میزان انتشار این گاز در آن به‌طور چشم‌گیری کاهش پیدا کرده است. براساس این گزارش، تا سال ۲۰۰۷، کشور آمریکا آلوده کننده ترین کشور دنیا بوده، اما از ۲۰۰۷ به بعد، چین از آمریکا پیشی گرفته و این مقام را از آن خود کرده است. این دو کشور در مجموع بیش از ۴۰ درصد از گازکربنیک موجود در هوا را متصاعد می‌کنند. از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷، ایران بعد از چین بیش‌ترین میزان افزایش دی اکسید کربن را داشته است. در طول این سال‌ها، تولید دی اکسید کربن در ایران در مجموع ۱۶۵/۸ درصد افزایش یافته است.

۳- مطالعات انجام شده در زمینه‌ی ارتباط میان رشد اقتصادی و انتشار آلاینده‌های زیست محیطی

در تمام سال‌های گسترش مطالعات در بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)[1]، مطالعات مجزایی هم وجود داشته که به بررسی جهت علیت (و نه شکل) بین رابطه‌ی آلودگی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند، اما به تازگی این نتیجه که بررسی فرضیه‌ی EKC بدون بررسی اولیه جهت علیت بین متغیرها، نتایج قابل اعتمادی را در بر نخواهد داشت، مقبولیت یافته است (سویتاس و همکاران[2]، ۲۰۰۷).

پس می‌توان گفت که، مطالعات اخیر منحنی زیست محیطی کوزنتس را از جهت موضوعی به دو دسته‌ی کلی قابل تقسیم می‌کند: اولین مجموعه مطالعات بر روی پیوند میان رشداقتصادی و آلودگی زیست محیطی تمرکز داشته و با دقت فراوانی فرضیات منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) را آزمون می‌کنند. فرضیات EKC بیان می‌دارند که با افزایش درآمد، انتشارات نیز افزایش می‌یابد و هنگامی که درآمد به سطح آستانه‌ای می‌رسد، از آن پس میزان انتشارات شروع به کاهش می‌کند. دیندا[3] (۲۰۰۴) و استرن[4] (۲۰۰۴) ، بررسی‌ها و تجدیدنظرهای فراوانی بر روی این ادبیات EKC انجام داده‌اند. فرضیات منحنی محیط زیست کوزنتس نشان می‌دهد، هنگامی که یک علیت

1 - Envirenmental Kuznets Curve.
2 - Soytas et al.
3 - Dinda.
4 - Stern.

www.SID.ir

Archive of SID

یک طرفه‌ای میان درآمد و انتشارات وجود دارد، انتشارات را می‌توان به‌عنوان تابعی از درآمد در نظر گرفت. با این وجود، به سبب انتشارات پخش شده در فرآیند تولید، ممکن است علیت از انتشارات به درآمد، جاری باشد و این نتیجه، هنگامی که درآمد افزایش می‌یابد، منطقی است. با تأیید این نکته، بسیاری از مطالعات، علیت مستقیم گرنجری[1] را میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی، آزمون کرده‌اند. (کوندو و دیندا[2]، ۲۰۰۲؛ دیندا و کوندو، ۲۰۰۶؛ اکبوستانسی و همکاران[3]، ۲۰۰۹؛ لی و لی[4]، ۲۰۰۹). به‌طور قراردادی علیت گرنجری بیان می‌دارد که؛ «X سبب Y نمی‌شود». درعوض، دیبود[5] (۲۰۰۴) ، در مطالعه‌ی خویش این علیت را این‌گونه تعریف کرده است: «X سبب Y می‌شود» و این بدین معناست که «X شامل اطلاعات مفیدی برای پیش بینی Yمی‌باشد». حال آن که در مواردی که این مطالعات به‌صورت مدل‌های سری زمانی پویای بیان شده‌اند، پیشرفت روشنی از ادبیات استاندارد EKC می‌باشند. اما آن‌ها هنوز به‌طور بالقوه از مسئله‌ی رفع تورش متغیرها رنج می‌برند. به عنوان مثال؛ کوندو ودیندا (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های مقطعی بین کشوری نشر CO_2، درآمد و توزیع درآمد (در چهار گروه: آفریقا، آسیا، آمریکا و اروپا) و با استفاده از تکنیک هم انباشتگی یوهانسون، نتیجه گرفتند که نابرابری درآمدی بین کشوری اثر معناداری روی میانگین سطح انتشار دی اکسید کربن دارد.

دومین مجموعه‌ی مطالعات درباره‌ی ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی، بر ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی تمرکز داشته است، به‌گونه‌ای که انتشار آلاینده‌ها اصولا توسط سوزاندن سوخت‌های فسیلی گسترش می‌یابند. در اولین مطالعه انجام گرفته توسط کرافت و کرافت[6] (۱۹۷۸) ، ادبیات حجیمی از علیت گرنجری به منظور آزمون ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی انجام گرفته است. یکی از محدودیت‌های این ادبیات همانند مطالعات علیت گرنجری انجام گرفته در ارتباط با رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی، آن است که بسیاری از این مطالعاتی که ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی را در یک چارچوب یک مدل دو متغیره در

1 - Direction of Granger Causality.
2 - Coondoo & Dinda.
3 - Akbostanci et al.
4 - Lee & Lee.
5 - Diebold.
6 - Kraft & Kraft.

www.SID.ir

Archive of SID

نظر گرفته‌اند، هم‌چنان از مشکل رفع تورش متغیرها رنج می‌برند(پاین [1]، ۲۰۰۹ و استرن، ۱۹۹۳ و ۲۰۰۰).

استرن(۲۰۰)، برای دوره‌ی ۱۹۴۸ – ۱۹۹۴، داده‌های درآمد، مصرف انرژی و ذخیره‌ی سرمایه را درآمریکا با استفاده از روش هم انباشتگی و الگوی تصحیح خطای برداری به کار برد و علیت گرنجری دوطرفه‌ای را میان مصرف انرژی و GDP پیدا کرد.

پیوند میان این دو ادبیات یعنی ارتباط میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار آلودگی در چارچوب یک علیت گرنجری چندمتغیره، ایده‌ی نوینی برای تحقیقات علمی می‌باشد. مطالعات فراوانی از این نظر برای کشورهای منفرد موجود است. مطالعات انجام گرفته برای کشورهای توسعه یافته، مانند؛ کشور فرانسه (آنژ[2]، ۲۰۰۷) و ایالات متحده‌ی آمریکا (سویتاس و همکاران، ۲۰۰۷) و برای کشورهای درحال توسعه مانند؛ کشور چین (ژانگ و چنگ [3]، ۲۰۰۹)، مالزی (آنژ، ۲۰۰۸) و ترکیه (هالسیگلو[4]، ۲۰۰۹)؛ سویتان و ساری[5]، ۲۰۰۹) و به همین ترتیب برای کشورها با ذخایر غنی نفتی عضو اوپک (سویتاس و ساری، ۲۰۰۹)، موجود است. با این وجود، نتایج این مطالعات مختلط است. به‌عنوان مثال؛ سویتاس و همکاران(۲۰۰۷)، با استفاده از آمارهای سالیانه‌ی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۴، به بررسی رابطه‌ی بین نشر دی اکسید کربن و مصرف انرژی در آمریکا پرداختند. نتیجه‌ی مطالعه‌ی آن‌ها نشان داد که در بلندمدت، درآمد علت گرنجری نشر دی اکسید کربن نیست، اما مصرف انرژی علت گرنجری آن می‌باشد. هم‌چنین، سویتان و همکاران(۲۰۰۷)، سویتاس و ساری (۲۰۰۹)، دریافتند که علیت گرنجری یک طرفه‌ای میان مصرف انرژی و انتشار آلودگی در بلند مدت وجود دارد، در صورتی که، هالسیگلو، (۲۰۰۹)، دریافت که علیت گرنجری دوطرفه‌ای میان رشد اقتصادی و انتشار آلودگی در کوتاه مدت و بلندمدت وجود دارد. ژانگ و چنگ (۲۰۰۹)، دریافتند که علیت گرنجری یک طرفه‌ای میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی و انتشار آلودگی در بلند مدت وجود دارد، درحالی که، آنژ (۲۰۰۷)، دریافت که علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی و انتشار آلودگی در بلند مدت وجود دارد. سویتاس و

1- Payne.
2 - Ang.
3 - Zhang & Cheng.
4 - Haliciogla.
5- Soytan & Sari.

www.SID.ir

Archive of SID

ساری(۲۰۰۹)، نتایج متفاوتی برای پنج کشور عضو اوپک یعنی الجزایر، اندونزی، نیجریه، عربستان صعودی و ونزوئلا، به‌دست آوردند.

هم‌چنین مطالعات علیت گرنجری برگرفته از داده های تلفیقی (پانل)[1] در مورد ارتباط میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی(دیندا و کوندو، ۲۰۰۶؛ لی و لی، ۲۰۰۹) و پیوند میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی (لی، ۲۰۰۵؛ آل-ایریانی[2]،۲۰۰۶؛ چن و همکاران[3]، ۲۰۰۷؛ جویکس و رایپل[4]، ۲۰۰۷؛ ماهادوان و آسفو- ادجایی[5]، ۲۰۰۷؛ مهرآرا[6]، ۲۰۰۷؛ لی و چانگ[7]، ۲۰۰۸؛ میشرا و همکاران[8]، ۲۰۰۹؛ نارایان و اسمیت[9]، ۲۰۰۹ و ۲۰۰۸) وجود دارند. در حالی که تنها مطالعه‌ای که با استفاده از داده های تلفیقی در چارچوب مدل چندمتغیره برای آزمون ارتباط میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی زیست محیطی انجام گرفته، مطالعه‌ی آپرجیس و پاین[10] (۲۰۰۹) برای کشورهای آمریکای مرکزی می‌باشد. آپرجیس و پاین (۲۰۰۹)، با بهره‌گیری از داده‌های سال های ۲۰۰۶- ۱۹۴۹ ایالات متحده، به بررسی رابطه‌ی علت و معلولی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی با استفاده از معیار اندازه‌گیری مصرف انرژی اولیه به‌صورت بخشی و تلفیقی در چارچوب چند متغیره، پرداخته‌اند. آن‌ها به منظور آزمون علیت دراز مدت میان متغیرها، از آزمون علیت تودا- یاماموتو[11] بهره برده‌اند که نتایج مطالعه‌ی آن‌ها نشان می‌دهد ارتباط بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی در تمامی بخش‌ها یکنواخت نیست. هم‌چنین نتایج آزمون علیت گرنجری، بیانگر عدم وجود رابطه‌ی بین مصرف انرژی اولیه در بخش حمل ونقل و علیت گرنجری دوطرفه بین مصرف اولیه‌ی انرژی در بخش‌های مسکونی و تجاری و در نهایت، وجود رابطه‌ی یک طرفه میان مصرف اولیه‌ی انرژی در بخش صنعت با تولید ناخالص داخلی واقعی است.

1- Panel Data.
2- Al –Iriani.
3- Chen et al.
4- Joyex & Ripple.
5- Mahadevan & Asafu-Adjaye.
6- Mehrara.
7- Lee & Cgang.
8- Mishra et al.
9- Narayan & Smyth.
10- Apergis and Payne.
11- Toda – Yamamoto.

www.SID.ir

Archive of SID

در ایران، مطالعات اندکی در مورد بررسی فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس انجام شده است. مطالعات انجام شده بیش‌تر فرضیه‌ی EKC برای ایران را در گروه کشورها مورد مطالعه قرار داده است. به عنوان مثال، پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷)، فرضیه‌ی مذکور در قالب داده‌های پانل برای کشورهای خاورمیانه را آزمون کردند و در آن فرضیه‌ی EKC رد نشد. پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶) نیز به نتیجه‌ی مشابهی برای ۶۷ کشور جهان، از جمله ایران، دست یافتند. صالح شعبانی، سادات باریکانی و یزدانی (۱۳۸۶)، در مطالعه‌شان به بررسی رابطه‌ی علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در کشور پرداخته و به منظور دست‌یابی به این اهداف، از آزمون استاندارد علیت گرنجر و آزمون علیت هسیائو[1] بهره برده‌اند. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که از یک سو، یک رابطه‌ی یک طرفه میان حجم گاز دی اکسید کربن بر تولید ناخالص داخلی وجود دارد و از سوی دیگر با توجه به بیش‌تر بودن رشد حجم گاز دی اکسید کربن از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، منحنی کوزنتس در شرایط ایران فرم مورد انتظار در تحلیل‌های نظری را نداشته است، یعنی اقتصاد ایران در شرایطی نیست که بتواند سبب کاهش آلاینده‌های زیست محیطی شود.

صادقی و سعادت (۱۳۸۳)، با استفاده از روش آزمون علیت هسیائو، به بررسی روابط علّی بین رشد جمعیت، آلودگی زیست محیطی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان دهنده‌ی وجود یک رابطه‌ی دوطرفه بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی در ایران است.

با توجه به مطالب پیش گفته، مشخص می‌شود که با افزایش درآمد سرانه، آثارمنفی زیست محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی در ابتدا افزایش می‌یابد، آن‌گاه به حداکثر می‌رسد و پس از آن دوباره کاهش می‌یابد. تابع استخراج شده از این نظریه به نام منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) معروف است که نشان دهنده‌ی یک منحنی U شکل (به‌صورت معکوس) بین متغیرهای کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی می‌باشد. منحنی زیست محیطی کوزنتس بر پایه‌ی فرضیه‌ی زیست محیطی[2] شکل گرفته است که بر اساس آن میان تعداد زیادی از شاخص‌های زیست محیطی و سطح درآمد سرانه، رابطه‌ای به شکل U وارونه وجود دارد. بر این اساس با افزایش درآمد سرانه، در ابتدا

1- Hsaio Test.
2- Envirenmental Transition Hypothesis.

www.SID.ir

Archive of SID

مقدار تخریب محیط زیستی افزایش خواهد یافت، اما پس از رسیدن به سطح حداکثر، منحنی کاهش می‌یابد. این رابطه نام خود را از سیمون کوزنتس[1] (که میان نابرابری درآمد و درآمد رابطه‌ای به شکل U وارونه پیدا کرد) گرفته است. منحنی زیست محیطی کوزنتس بیان می‌دارد که میزان آلودگی با افزایش درآمد به حداکثر خود می‌رسد و سپس شروع به کاهش می‌کند. به سطح حداکثر، آلودگی، نقطه‌ی عطف[2] گفته می‌شود و این نقطه بحث پیرامون کنترل آلودگی است. در حقیقت اگر فرضیه‌ی EKC درست باشد، این نقطه‌ی عطف را می‌توان شاخصی از درآمد سرانه‌ی کشورهای در حال توسعه در نظر گرفت، به عبارتی می‌توان پیش بینی کرد که در کشورهای در حال توسعه، سطح آلودگی و تخریب زیست محیطی را تا رسیدن به نقطه‌ی عطف مذکور اافزایش دهند (آسافو- آجایا، ۱۹۹۸).

هدف از این مطالعه علاوه بر بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت میان حجم گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی، استخراج منحنی کوزنتس و بررسی شکل این منحنی در کشورهای بزرگ تولیدکننده‌ی عضو پیوست الف و کشورهایی با اقتصاد قوی عضو Non- Annex پیمان کیوتو می باشد. اهمیت منحنی کوزنتس در این است که بیان می‌کند رشد اقتصادی شرایطی برای حمایت از محیط زیست فراهم می‌کند. در این مطالعه با استفاده از علیت گرنجر و با برآورد تابع درجه‌ی دوم[3] و بررسی شکل منحنی زیست محیطی کوزنتس، رابطه‌ی میان گاز دی اکسد کربن و تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی، بررسی شده است.

۴- یافته‌های تحقیق

به منظور برآورد روابط بلندمدت میان انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی الکتریسیته و تولید ناخالص داخلی سرانه، از مدل آنژ، در سال ۲۰۰۷ برای کشور فرانسه و آپرجیس و پاین در سال ۲۰۰۹ برای کشورهای آمریکای مرکزی، بهره گرفته شده است. این مدل با اعمال تعدیلاتی به شرح زیر است:

$$CO\text{۲}_{it}=\alpha_{it}+\beta_{\text{۱}i}GDP_{it}+\beta_{\text{۲}i}GDP^{\text{۲}}_{it}+\beta_{\text{۳}i}FUSSIL_{it}+\varepsilon_{it} \qquad (\text{۱})$$

1- Simon Kuznets,1995.
2- Turning Point.
3- Quadratic.

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن؛ $i=1,2,3,..,N$، نشان دهنده‌ی تعداد کشورها و $t=1,2,3,...,T$ بیانگر محدوده‌ی زمانی در داده‌های تلفیقی(پانل دیتا)، است. هم‌چنین CO_2 نشان‌دهنده‌ی میزان انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن (بر حسب کیلو تن سرانه)، GDP تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب دلار در سال ۲۰۰۰ آمریکا)، GDP مجذور تولید ناخالص داخلی و FUSSIL میزان مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی (معادل کیلوتن نفت) می‌باشد. β_1 ، β_2 و β_3 به ترتیب بیانگر کشش بلندمدت انتشار دی اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه، مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی می‌باشد.

فروض منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) پیشنهاد می‌کند که $\beta_1>0$ و $\beta_2<0$ می‌باشد. مثبت بودن ضریب β_1 بیانگر آن است که با افزایش درآمد سرانه در کشورها، میزان انتشار دی اکسیدکربن افزایش می‌یابد. منفی بودن ضریب β_2، بیانگر سیمای U شکلی منحنی کوزنتس می‌باشد، هنگامی که درآمد از حد آستانه (نقطه‌ی عطف) می‌گذرد. بر طبق انتظار، ضریب β_3 باید مثبت باشد، چرا که افزایش مصرف انرژی فسیلی منجر به افزایش انتشار گاز دی اکسید کربن خواهد شد.

پیش از آزمون رابطه‌ی علت و معلولی بین متغیرها، لازم است متغیرها از نظر پایایی و ناپایی و وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت (هم‌جمعی)[1] مورد بررسی قرار گیرند.

پایایی و ناپایی متغیرها

سری‌های زمانی را که مشخصه‌های آماری آن (برای مثال میانگین و واریانس) در طی زمان ثابت باشد، پایا می‌نامند. دراین مطالعه به منظور بررسی پایایی و ناپایی متغیرها، از آزمون ریشه‌ی واحد پانل فیشر(۱۹۳۲)[2]، استفاده شده است. اصولا آزمون دیکی- فولر[3] فیشر، حد احتمال[4] آماره‌ی آزمون ریشه‌ی واحد هر یک از جملات اختلال مقاطع را با یکدیگر ترکیب می‌کند. این آزمون غیرپارامتریک بوده و دارای توزیع

1- Cointegration.
2- Fisher.
3- Dickey – Fuller test.
4- P-value.

www.SID.ir

Archive of SID

احتمال کای- دو[1] با 2N، درجه‌ی آزادی است، به‌طوری‌که N، بیانگر تعداد مقاطع و یا کشورهاست.

فیشر از یک ضریب با توزیع کای-دو(λ) استفاده می‌کند و آماره‌ی آزمون را به‌صورت زیر نتیجه‌گیری می‌کند:

$$\lambda=-2\sum_{i=1}^{N} \ln \pi_i \qquad (2)$$

به‌طوری‌که؛ π_i، مقدار حد احتمال آماره‌ی آزمون برای هر یک از مقاطع i، می‌باشد. فرضیه‌ی صفر[2] (H_0) و فرضیه‌ی متقابل[3](H_1) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

ریشه‌ی واحد وجود دارد و متغیر مورد نظر ناماناست : H_0

ریشه‌ی واحد وجود ندارد و متغیر مورد نظر ماناست : H_1

به منظور تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه از معیار شوارز- بیزین[4] بهره گرفته می‌شود، چرا که بر اساس این معیار در نمونه‌های با حجم کوچک، درجه‌ی آزادی کم‌تری از دست داده می‌شود.

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد داده‌های پانل در جدول (۲)، گزارش شده است. آماره‌ی آزمون برای تمامی متغیرهای مدل یعنی CO_2 ، GDP، GDP^2 و FUSSIL از نظر آماری درسطح معناداری ۱۰ درصد، معنی دار نبوده و در نتیجه تمامی متغیرهای مدل مان درسطح معناداری ۱۰ درصد، پایا از درجه‌ی صفر نیستند، لذا از تمامی متغیرها تفاضل مرتبه‌ی اول گرفته شده و این تفاضل دوباره آزمون می‌شود. باتوجه به معنادار بودن آماره‌ی آزمون تفاضل مرتبه‌ی اول تمامی متغیرها به لحاظ آماری و بیش‌تر بودن مقدار این آماره‌ها از مقدار بحرانی آماره‌ی آزمون جدول در سطح معناداری ۱ درصد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و در نتیجه این دو متغیر درسطح معناداری ۱ درصد، پایا از درجه‌ی یک می‌باشند. به‌عنوان مثال، آماره‌ی آزمون متغیر انتشار دی اکسید کربن برابر ۱۰/۵۱۲- است و جدول (۲) نشان می‌دهد که این آماره در سطح ۱ درصد معنادار است، در نتیجه متغیر انتشار دی اکسید کربن، پایدار از درجه‌ی یک می‌باشد.

1- Chi-Square Distribustion.
2- Mull Hypothesis.
3- Alternative Hypothesis.
4- Schwarz Information Criteria.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد پانل فیشر

متغیرها (Variables)	بهینه‌ی وقفه	آماره‌ی آزمون (statistic)	احتمال (Prob.)
CO_2	۳	-۱/۵۶۹	۰/۰۵۸
تفاضل مرتبه‌ی اول CO_2، (DCO_2)	۲	-۱۰/۵۱۲	۰/۰۰۰
GDP	۲	۱۱/۰۰۷	۰/۰۶۳
تفاضل مرتبه‌ی اول GDP، (DGDP)	۳	۸/۵۴۷	۰/۰۰۳
GDP^2	۳	۲۱/۴۰۰	۰/۰۰۵۴
تفاضل مرتبه‌ی اول GDP^2 ، ($DGDP^2$)	۳	۵/۱۵۸	۰/۰۰۰
FUSSIL	۳	۳۵/۷۴۹	۰/۷۴۰
تفاضل مرتبه‌ی اول FUSSIL، (DFUSSIL)	۳	۱۲۶/۵۰۴	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

آزمون هم‌جمعی

پس از آزمون پایایی، به منظور وجود رابطه‌ی بلندمدت یا وجود هم‌جمعی بین متغیرها، از آزمون هم‌گرایی پانل یوهانسون فیشر استفاده شده است. این آزمون برگرفته از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تلفیقی فیشر می‌باشد که در بالا توضیح داده شده است. در این آزمون، حد احتمال دو آماره‌ی آزمون، حداکثر مقادیر ویژه[1] و اثر[2] را ترکیب می کند که در آن π_i، حد احتمال آزمون هم‌جمعی فردی برای هر یک از مقاطع و یا کشورهاست. فرضیه‌ی صفر این آزمون برای مدل ترکیبی به صورت زیر می‌باشد:

$$-2\sum_{i=1}^{N}\ln \pi_i \rightarrow \chi^2_{2N} \qquad (3)$$

مقادیر آماره‌ی کای- دو، برگرفته از حد احتمال مکینون و همکاران[3] (۲۰۰۱)، می‌باشند که برای آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی فیشر در جدول (۳)، آورده شده است. در این آزمون از یک وقفه بهره برده شده و همان‌طور که از نتایج جدول پیداست، بامعنا بودن

1- Maximum Eigenvalue Test.
2- Trace Test.
3- MacKinnon et al.

www.SID.ir

Archive of SID

آماره‌ی آزمون به لحاظ آماری بیانگر وجود سه رابطه‌ی بلندمدت (هم جمعی) مستقل درمیان متغیرهای مدل می‌باشد. (نتایج حاصل از استفاده دو وقفه، نیز مشابه می‌باشد.)

جدول۳- نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی فیشر

فرضیه سازی	آماره‌ی آزمون اثر فیشر	احتمال (**Prob.**)	آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه‌ی فیشر	احتمال (**Prob.**)
عدم وجود هم‌جمعی	۵۲۶/۹	۰/۰۰۰	۴۱۷/۴	۰/۰۰۰
حداکثر یک رابطه‌ی بلندمدت	۲۱۱/۰	۰/۰۰۰	۱۶۵/۷	۰/۰۰۲
حداکثر دو رابطه‌ی بلندمدت	۹۰/۳۹	۰/۰۰۰	۶۸/۹۳	۰/۰۰۰
حداکثر سه رابطه‌ی بلندمدت	۸۶/۲۲	۰/۰۰۱	۸۶/۲۲	۰/۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

اصولا، تحلیل رگرسیون، وابستگی یک متغیر به متغیرهای دیگر را بررسی می‌کند، ولی الزاما نمی‌توان به موضوعاتی نظیر جهت وابستگی یا وجود علیت از طریق آن پی‌برد. روش‌های متفاوتی به منظور تعیین رابطه‌ی علیت در مطالعات اقتصادی وجود دارد که یکی از این روش‌ها، روش آزمون علیت گرنجری است.

آزمون علیت گرنجر پانل[1]

این آزمون، آزمون نسبتا ساده‌ای است که در زمینه‌ی علیت متغیرها توسط گرنجر[2] (۱۹۸۶)، ارائه شده و بر پایه‌ی این فرض استوار است که اطلاعات مهم برای پیش‌بینی هر متغیری منحصرا در داده‌های سری زمانی مربوط به آن نهفته است.

وجود رابطه‌ی بلندمدت (هم‌جمعی) میان متغیرها در بالا، دلالت بر وجود علیت گرنجری، حداقل در یک جهت را داشته، ولی این وجود علیت، جهت علیت را مشخص نمی‌کند. به منظور استنباط علیت گرنجری میان متغیرها، مدلی با شیوه‌ی تصحیح خطا پویا[3]، تصریح شده است. آزمون علیت گرنجری براساس رگرسیون ذیل بیان می‌شود:

1- Panel Granger Causality.
2- Granger.
3- Dynamic Error Correction Representation.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Delta CO2_{it} = \pi_{1i} + \sum_{p} \pi_{11ip} \Delta CO2_{it-p} + \sum_{p} \pi_{12ip} \Delta FUSSIL_{it-p} + \sum_{p} \pi_{13ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_{p} \pi_{14ip} \Delta GDP^{2}_{it-p} + \psi_{1i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{1it} \quad (4)$$

$$\Delta FUSSIL_{it} = \pi_{2i} + \sum_{p} \pi_{21ip} \Delta CO2_{it-p} + \sum_{p} \pi_{22ip} \Delta FUSSIL_{it-p} + \sum_{p} \pi_{23ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_{p} \pi_{24ip} \Delta GDP^{2}_{it-p} + \psi_{2i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{2it} \quad (5)$$

$$\Delta GDP_{it} = \pi_{3i} + \sum_{p} \pi_{31ip} \Delta CO2_{it-p} + \sum_{p} \pi_{32ip} \Delta FUSSIL_{it-p} + \sum_{p} \pi_{33ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_{p} \pi_{34ip} \Delta GDP^{2}_{it-p} + \psi_{3i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{3it} \quad (6)$$

$$\Delta GDP^{2}_{it} = \pi_{4i} + \sum_{p} \pi_{41ip} \Delta CO2_{it-p} + \sum_{p} \pi_{42ip} \Delta FUSSIL_{it-p} + \sum_{p} \pi_{43ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_{p} \pi_{44ip} \Delta GDP^{2}_{it-p} + \psi_{4i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{4it} \quad (7)$$

که در این معادلات؛ Δ، تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها، P؛ بیانگر تعداد وقفه‌ها می‌باشد. ECT، جمله‌ی تصحیح خطا، که به صورت زیر می‌باشد:

$$ECT_{it} = CO2_{it} - \alpha_i - \beta_{1i} GDP_{it} - \beta_{2i} GDP_{2t} - \beta_{3i} FUSSIL_{it} \quad (8)$$

میزان بهینه‌ی وقفه‌ها در این آزمون نیز توسط معیار شوارز- بیزین، تعیین می‌شود.

در رابطه‌های بالا در صورتی، رابطه‌ی علیت از ΔGDP و ΔGDP^2 به ΔCO_2، ($\Delta FUSSIL$)وجود دارد که فرضیه‌ی صفر آزمون والد[1] بیان شده در زیر برای تمامیipها، رد شود:

$$H.: \pi_{13ip} = \pi_{14ip} = 0 \quad \text{or} \quad (H.: \pi_{23ip} = \pi_{24ip} = 0) \quad (9)$$

1- Wald Test.

www.SID.ir

Archive of SID

با وجود دو معیار اندازه‌گیری برای رشد محصول (یعنی ΔGDP و ΔGDP^2) درون سیستم معادلات، به منظور تعیین رابطه‌ی علیت هر یک از متغیرهای ΔCO_2 , $\Delta FUSSIL$ بر رشد واقعی تولید، نیازمند معادلات مقید مقطعی[1] است، در نتیجه، از آزمون نسبت درست نمایی[2] استفاده شده است. وجود رابطه‌ی علیت از ΔCO_2 , $(\Delta FUSSIL)$ به ΔGDP و ΔGDP^2، منوط به رد فرضیه‌ی صفر بیان شده در زیر برای تمامی ip هاست:

$$H_0: \pi_{31ip}=0 \ , \ \pi_{41ip}=0 \quad \text{or} \quad (H_0: \pi_{32ip}=0 \ , \ \pi_{42ip}=0) \qquad (10)$$

هم‌چنین، اگر فرضیه‌ی صفر بیان شده در زیر برای تمامی i ها رد شود، آن‌گاه ΔGDP و ΔGDP^2، واکنش یکسانی نسبت به تغییرات جمله‌ی اختلال در بلندمدت از خود نشان می‌دهند:

$$H_0: \psi_{3i}=\psi_{4i}=0 \qquad (11)$$

سپس به منظور تعیین وجود علیت بلندمدت میان متغیرها از آزمون دومرحله‌ای انگل – گرنجری (۱۹۷۸)[3] پیشنهاد شده توسط پدرونی (۲۰۰۱)[4] بهره گرفته شود. بدین ترتیب که با توجه به این‌که جمله‌ی اختلال مدل (ECT) در رابطه‌ی زیر، مانا از درجه‌ی صفر می‌باشد، رابطه‌ی (۸) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود.

نتایج آزمون علیت گرنجر کوتاه مدت و هم انباشته‌ی بلندمدت داده‌های تلفیقی در جدول (۴)، بیان شده است. باتوجه به بیان آماره‌ی t ضرایب این آزمون در داخل پرانتز، باید گفت که نتایج، حاکی از وجود علیت گرنجری کوتاه مدت از انتشار CO_2 به مصرف انرژی فسیلی است. هم‌چنین، علیت گرنجری بلندمدت حاکی از وجود یک هم انباشتگی مستقیم میان مصرف انرژی فسیلی و انتشار CO_2 با رشد اقتصادی است.

1- Cross-Equation Restrictions.
2- Likelihood Ratio Test.
3- Eangel- Granger.
4- Pedroni.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴- نتایج آزمون علیت گرنجری داده‌های تلفیقی

	ΔGDP، ΔGDP^2	ΔFUSSIL	ΔCO۲	ECT
ΔGDP، ΔGDP^2	-	۱/۶۲ (۰/۲۳)	۲/۲۴ (۰/۱۶)	۶/۸۲* (۶/۰۳)
ΔFUSSIL	۲/۳۱ (۰/۲۴)	-	۰/۴۳** (۳/۰۲)	۰/۰۳ (۰/۳۶)
ΔCO۲	۰/۴۶ (۰/۷۳)	۱/۰۷ (۰/۱۸)	-	۰/۰۰۷ (۰/۰۶)

منبع: محاسبات تحقیق. ((*) و (**) بیان می‌دارند که ضرایب به ترتیب در سطح ۱٪ و ۵٪ معنادار هستند.)

روش برآورد

با توجه به وجود رابطه‌ی بلندمدت (هم‌جمعی) میان متغیرها، رابطه‌ی (۱) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پانل پویا (DOLS)، تخمین زده می‌شود. رگرسیون زیر را در نظر بگیرید:

$$y_{it}=\alpha_i+\beta_i X_{it}+\varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

که در آن؛ y_{it}، متغیر CO_2 و X_{it}، بیانگر تمامی متغیرهای مستقل یعنی، GDP، GDP^2 و FUSSIL می‌باشد. این رگرسیون با تفاضل وقفه‌ای رگرسورها تکمیل می‌شود تا بازخورد متغیرهای مستقل را کنترل کند:

$$y_{it}=\alpha_i+\beta_i X_{it}+\sum_{k=-Ki}^{Ki}\gamma_{ik}\Delta X_{it-k}+\varepsilon_{it}^{*} \quad (۱۳)$$

از این رگرسیون، برآوردکننده‌ی DOLS پانل، می‌تواند به‌صورت زیر شکل گیرد:

$$\hat{\beta}_{GD}^{*}=\left[N^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T}Z_{it}Z'_{it}\right)^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T}Z_{it}\tilde{S}_{it}\right)\right]+\varepsilon_{it}^{*} \quad (۱۴)$$

که در آن؛ Z_{it}، عامل ۱×۲(K+۱) رگرسور

$$Z_{it}=\left(X_{it}-\bar{X}_i, \Delta X_{it-K},\ldots,\Delta X_{it+K}\right), \quad \tilde{S}_{it}=S_{it}-\bar{S}_{it}.$$

www.SID.ir

Archive of SID

در برآوردکننده‌ی متعارف DOLS، مجموع (سیگمای) بیان شده برای مقاطع در رابطه‌ی (۱۲)، یکسان می‌باشد، در نتیجه برآورد کننده‌ی DOLS پانل را می‌توان این نوشت که: $\hat{\beta}^{*}_{GD} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\beta^{*}_{D,i}$، که در آن؛ $\beta^{*}_{D,i}$، برآوردکننده‌ی متعارف DOLS، است. در نهایت، آماره‌ی t برآوردکننده‌ی DOLS پانل، برابر است با:

(۱۵)

$$t_{\hat{\beta}^{*}_{GD}} = N^{-1/2}\sum_{i=1}^{N} t_{\beta^{*}_{D,i}} \quad , \quad t_{\beta^{*}_{D,i}} = (\hat{\beta}^{*}_{D,i} - \beta_{.}) \left(\hat{\sigma}_i^{-2} \sum_{t=1}^{T} (X_{it} - \bar{X}_i)^2 \right)^{1/2}$$

برآورد مدل

در این مطالعه، رابطه‌ی (۱) برای ۱۲ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی گاز دی اکسید کربن عضو پیوست الف پیمان کیوتو یعنی؛ آمریکا، ژاپن، روسیه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا، لهستان، کانادا، انگلیس، استرالیا، اوکراین و فرانسه؛ و ۹ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی این گاز و عضو پیوست Non- Annex این پیمان یعنی؛ چین، برزیل، هند، مکزیک، اندونزی، تایلند، آفریقای جنوبی و کره‌ی جنوبی برآورد شده است. اطلاعات آماری مورد استفاده در این مطالعه به صورت داده‌های تلفیقی و بر اساس داده‌های سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ است. اطلاعات مربوط به گاز CO_2 (بر حسب کیلو تن سرانه) و تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب دلار سال ۲۰۰۰ آمریکا) و FUSSIL میزان مصرف انرژی فسیلی (بر حسب کیلوتن نفت) از بانک جهانی به‌دست آمده است.

نتایج برآورد شده‌ی مدل (۱) در جدول (۷) منعکس شده است. آماره‌ی t تمامی ضرایب مدل در داخل پرانتز منعکس شده است. علامت ضرایب متغیرها مطابق انتظار می‌باشد، اما با مقایسه‌ی آماره با مقدار بحرانی جدول در سطح ۵ درصد، در می‌یابیم که تمامی ضرایب به لحاظ آماری معنادار و قابل قبول هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷- نتایج حاصل از برآورد مدل برای هر یک از کشورها به روش DOLS پانل

متغیر توضیحی / کشورها	تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP)	مربع تولید داخلی سرانه (GDP^2)	مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی (FUSSIL)
آمریکا	۰/۳۱۹ (۲/۱۰۷) **	-۰/۰۶۵ (-۴/۷۳۹) *	۰/۰۴۲ (۴/۶۹۸)*
انگلستان	۰/۶۱۲ (۲/۴۱۸) **	-۰/۰۸۰ (-۳/۴۵۹) *	۰/۰۹۸ (۵/۹۳۵)*
روسیه	۰/۱۷۴ (۲/۷۵۸) **	-۰/۰۰۴ (-۰/۲۰۱)	۰/۰۱۸ (۱۲/۴۰۵)*
آلمان	۰/۱۰۱ (۴/۶۷۸) *	-۰/۰۰۱ (-۴/۶۴۸) *	۰/۰۳۹ (۵/۴۳۴)*
فرانسه	۰/۱۱۱ (۱/۱۲۶)	-۰/۰۰۲ (-۲/۰۲۸) **	۰/۰۳۲ (۵/۹۶۹) *
استرالیا	۰/۳۲۰ (۳/۰۶۹) *	-۰/۰۵۳ (-۲/۸۵۱) **	۰/۰۷۱ (۹/۸۷۱) *
ایتالیا	۰/۲۱۰ (۴/۶۸۹) *	-۰/۰۰۲ (-۱/۶۸۸) ***	۰/۰۲۱ (۳/۹۱۳) *
لهستان	۰/۰۲۱ (۳/۳۳۰) *	-۰/۰۰۱ (-۰/۰۰۵)	۰/۰۷۳ (۶/۶۹۱) *
کانادا	۰/۰۳۳ (۱/۷۶۷) ***	-۰/۰۰۵ (-۲/۹۴۹) **	۰/۰۶۹ (۴/۲۶۰) *
ژاپن	۰/۳۲۱ (۲/۲۳۰) **	-۰/۰۰۵ (-۳/۳۲۴) *	۰/۰۲۱ (۴/۲۲۹) *
اوکراین	۰/۲۱۹ (۲/۲۱۵) **	۰/۰۰۰ (۰/۳۴۳)	۰/۰۶۹ (۹/۵۱۶) *
اسپانیا	۰/۱۱۷ (۱/۹۹۰) ***	-۰/۰۰۴ (-۱/۵۷۹)	۰/۰۵۴ (۵/۲۵۹) *
روش پانل برای کشورهای عضو پیوست الف	۰/۳۱۱ (۲/۵۸۰)**	-۰/۰۲۷ (-۲/۹۹۰)**	۰/۰۹۸ (۶/۷۷۴) *
ایران	۰/۲۷۴ (۱/۴۰۳)	-۰/۰۰۷ (-۱/۱۹۰)	۰/۰۵۰ (۶/۶۰۳) *
چین	۰/۵۳۲ (۳/۲۴۴) *	-۰/۰۰۱ (-۶/۴۹۷) *	۰/۰۸۷ (۲/۲۸۸) **
مکزیک	۰/۱۶۴ (۰/۲۴۶)	-۰/۰۰۶ (-۱/۳۶۹)	۰/۰۶۳ (۳/۵۱۶) *
برزیل	۰/۰۵۴ (۲/۱۱۲) **	-۰/۳۱۲ (-۱/۰۷۴)	۰/۰۴۹ (۲/۷۱۲) **
کره‌ی جنوبی	۰/۱۳۳ (۲/۲۴۷) **	-۰/۰۰۱ (-۲/۱۸۵) **	۰/۰۴۵ (۶/۴۴۳) *
اندونزی	۰/۱۰۱ (۲/۱۶۲) **	-۰/۰۰۵ (-۰/۹۱۳)	۰/۰۰۷ (۱/۲۴۸)
تایلند	۰/۲۱۰ (۲/۱۸۶) **	-۰/۰۰۱ (-۱/۱۰۱)	۰/۰۴۵ (۲/۱۲۹) *
آفریقای جنوبی	۰/۰۴۳ (۳/۶۶۳) *	-۰/۰۰۰ (-۱/۹۸۱) ***	۰/۰۷۵ (۶/۱۰۲) *
هند	۰/۲۹۸ (۱/۰۸۱)	-۰/۰۴۲ (-۰/۱۵۵)	۰/۰۶۷ (۱/۹۵۸) ***
روش پانل برای کشورهای عضو Non-Annex	۰/۲۰۵ (۲/۷۱۰) **	-۰/۰۵۹ (-۵/۹۷۸)*	۰/۰۷۲ (۴/۳۶۰)***

منبع: محاسبات تحقیق.((*)، (**) و (***) بیان می‌دارند که ضرایب به ترتیب در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ معنادار هستند).

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، علامت تمامی ضرایب متغیرها برای کشورها مطابق انتظار بوده وبسیاری از ضرایب در سطح معناداری مختلف، بامعنا هستند. مثبت بودن ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه در جدول (۷) نشان از افزایش سطح آلودگی منتشر شده به ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه در تمامی کشورها دارد. به عبارت دیگر در کشورهای مورد بررسی، میزان افزایش در دی اکسید کربن منتشر شده به ازای هر واحد افزایش درآمد سرانه، روند صعودی داشته، که خود حاکی از این است که میزان انتشار گاز گلخانه‌ای دی اکسید کربن در بیش‌تر کشورهای مورد بررسی به ازای هر واحد درآمد سرانه‌ی تولید شده، افزایش یافته و این ضریب، این واقعیت را بیان می‌کند که تجربه‌ی رشد اقتصادی کشورها حکایت از آن دارد که اصولا رشد اقتصادی با ایجاد و تشدید آلودگی همراه بوده است. در تفسیر ضریب درآمد سرانه باید گفت که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه، موجب افزایش چند درصدی در انتشار سرانه‌ی گاز دی اکسید کربن می‌شود. بر طبق یافته‌ها موجود در جدول بالا، بیش‌ترین تأثیر متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار دی اکسید کربن طی این سال‌ها به ترتیب مربوط به کشورهای انگلستان، چین، ژاپن، استرالیا و آمریکا، می‌باشد. کشور چین با اقتصاد در حال توسعه یکی از بزرگ‌ترین تولیدکنندگان گازکربنیک در طی این سال است. این امر یکی از نقاط مورد اختلاف کشورهای عضو پیمان است که کشور چین با وجود این حجم بالای تولید آلاینده‌ها در جهان، باید دریافت کننده هزینه‌های کاهش انتشار باشد یا پرداخت کننده آن به سایر کشورهای. هم‌چنین با تلفیق ۱۲ کشور صنعتی عضو پیوست الف در یک پکیج و ۹ کشور در حال توسعه‌ی عضو Non-Annex در پکیج دیگر و تخمین مدل (۱) برای این دو پکیج به روش پانل دیتا، در می‌یابیم که بیش‌ترین تأثیر متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار دی اکسید کربن دوباره مربوط به کشورهای صنعتی به میزان ۰/۳۱۱ می‌باشد، یعنی یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی در همه‌ی این کشورها موجب افزایش ۰/۳۱۱ درصدی در انتشار دی اکسید کربن می‌شود.

کشش بلندمدت انتشار دی اکسید کربن نسبت به تولید داخلی سرانه برای ۱۲ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی گاز CO_2 عضو پیوست الف، برابر است با؛ (۰/۲۵۷= (۰/۰۲۷)۲ + ۰/۳۱۱). این ضریب بدین معناست که با فرض ثابت بودن سایر شرایط طی سال‌های ۲۰۰۷ - ۱۹۹۰، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی

www.SID.ir

Archive of SID

سرانه، میزان انتشار آلودگی ۰/۲۵۷ درصد افزایش خواهد یافت، که به نوبه‌ی خود قابل توجه می‌باشد. این ضریب برای ۹ کشور بزرگ تولید کننده‌ی Non-Annex برابر است با؛ (۰/۰۸۹=(۰/۰۵۹)۲+ ۰/۲۰۵).

بر طبق فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس، ضریب GDP^2، بیانگر سیمای U شکلی منحنی کوزنتس می‌باشد، هنگامی‌که درآمد از حد آستانه (نقطه‌ی عطف) می‌گذرد. همان‌طور که جدول بالا نمایان می‌کند، در تمامی کشورها به استثنای اوکراین، این واقعیت صادق است، یعنی در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست زیاد است تا این‌که این موضوع به نقطه‌ای در حداکثر خود می‌رسد و سپس در مراحل بالای رشد، محیط زیست بهبود می‌یابد. البته ذکر این توضیح ضروری است که نمودار به دست آمده (U وارونه) در حقیقت نشان دهنده ی یک وضعیت متوسط از کشورهاست، لذا به نظر می‌رسد می‌توان کشورهای در حال توسعه (با درآمد سرانه‌ی پائین) را در سطوح اولیه‌ی این منحنی دانست. در مقابل کشورهای توسعه یافته را در سطوح بالای این منحنی قرار داد که در حال طی کردن نقطه‌ی عطف منحنی و دست یابی به یک ارتباط منفی میان رشد اقتصادی و تولید آلودگی می‌باشند. بدیهی است چنان‌چه به مرور زمان همه‌ی کشورها به سطح قابل قبولی از توسعه یافتگی برسند، این منحنی کامل می‌شود.

همان‌طورکه جدول بالا نشان می‌دهد، ضریب مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی، برای تمامی کشورها مثبت بوده و حاکی از آن است که افزایش رشد اقتصادی در تمامی کشورها با افزایش در مصرف انرژی فسیلی همراه قرین بوده و به‌طور منطقی افزایش مصرف انرژی موجب افزایش حجم تولید گاز دی اکسید کربن می‌شود. بیش‌ترین میزان تأثیر مصرف انرژی فسیلی بر انتشار گاز دی اکسید کربن به ترتیب مربوط به انگلستان، چین، آفریقای جنوبی، لهستان و استرالیا می‌باشد. میزان تأثیر مصرف انرژی فسیلی مجموع ۱۲ کشور عضو پیوست الف بر انتشار گاز دی اکسید کربن برابر ۰/۰۹۸ می‌باشد؛ یعنی به ازای افزایش یک درصد در مصرف سرانه‌ی انرژی فسیلی موجب افزایش ۰/۰۹۸ درصد در انتشار سرانه‌ی گاز دی اکسید کربن می‌شود. این رقم برای مجموع ۹ کشور عضو Non-Annex برابر با ۰/۰۷۲ می‌باشد. یافته‌ها حاکی از آن است که، رشد اقتصادی نتیجه رشد در میزان مصرف نهاده به خصوص انرژی فسیلی است و نه در مصرف کارآی آن، به‌طوری‌که سیاست‌های اعمال شده برای ادامه‌ی رشد سریع

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصادی نیازمند به مصرف بیش‌تر انرژی فسیلی است. در نتیجه تمامی این کشورها باید استراتژی چند جانبه‌ی افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی را اتخاذ کنند تا نهاده‌ی انرژی و اصلاحات مدیریت شده در زیرساخت‌های انرژی را گسترش داده و با اتخاذ سیاست‌های مقتضی انرژی، کارایی اجرایی را بهبود بخشند.

۵- جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی و انتشار آلاینده‌های زیست محیطی برای ۱۲ کشور بزرگ تولیدکننده گاز دی اکسید کربن عضو پیوست الف پیمان کیوتو یعنی؛ آمریکا، ژاپن، روسیه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا، لهستان، کانادا، انگلیس، استرالیا، اوکراین و فرانسه؛ و ۹ کشور بزرگ تولیدکننده‌ی این گاز و عضو پیوست Non-Annex این پیمان یعنی؛ چین، برزیل، هند، مکزیک، اندونزی، تایلند، آفریقای جنوبی و کره‌ی جنوبی، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ پرداخته شده است. در ابتدا به منظور وجود رابطه‌ی بلندمدت یا وجود هم‌جمعی بین متغیرها، از آزمون هم‌گرایی پانل یوهانسون فیشر استفاده شده است. نتایج این آزمون حاکی از وجود یک ارتباط غیرخطی میان انتشار CO_2 و درآمد سرانه و ارتباط مثبت میان مصرف انرژی فسیلی و انتشار CO_2، است. سپس به منظور تعیین جهت ارتباط میان متغیرها در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب از آزمون علیت گرنجری و هم انباشتگی انگل-گرنجری بهره برده شده است. نتایج آزمون علیت گرنجری کوتاه مدت داده‌های تلفیقی حاکی از وجود علیت گرنجری از انتشار CO_2 به مصرف انرژی فسیلی است. هم‌چنین، نتایج آزمون بلندمدت انگل- گرنجری نشان از وجود یک هم انباشتگی مستقیم میان مصرف انرژی فسیلی و انتشار CO_2 با رشد اقتصادی دارد. این نتایج بدین مفهوم نیست که مصرف بیش‌تر انرژی فسیلی و رشد بالاتر اقتصادی علیت گرنجری انتشار CO_2 می‌باشند، بلکه منعکس کننده‌ی این مطلب است که انتشار CO_2 به‌طور مداوم با رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

علیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی فسیلی به رشد اقتصادی در بلندمدت، بیانگر آن است که مصرف انرژی در کشورها به اقتصادشان وابسته است. مصرف انرژی فسیلی با افزایش سطح تولید ناخالص داخلی، افزایش می‌یابد و این افزایش در مصرف، افزایش در تولید انرژی را به همراه دارد که تأثیر مستقیمی بر افزایش اشتغال و پیدایش

www.SID.ir

Archive of SID

خدمات نوینی در مقوله‌ی انرژی خواهد داشت. به همین منظور کشورها می‌توانند با استفاده از ذخایر انرژی تجدیدپذیر، موجبات پایداری محیط زیست در حوزه‌ی جغرافیایی خویش را فراهم کنند (لینده و همکاران[1]، ۲۰۰۷).

نتایج مدل این مطالعه نشان می دهد که فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس در تمامی کشورهای مورد مطالعه، به استثنای اوکراین، صادق است. یعنی در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست زیاد است تا این‌که این موضوع به نقطه‌ای در حداکثر خود می‌رسد و سپس در مراحل بالای رشد، محیط زیست بهبود می‌یابد. برآورد مدل نیز بیان می‌دارد که کشورهای در حال توسعه (با درآمد سرانه‌ی پائین) را باید در سطوح اولیه این منحنی قرار داد. متقابلا کشورهای توسعه یافته را در سطوح بالای این منحنی قرار داد که در حال طی کردن نقطه‌ی عطف منحنی و دست‌یابی به یک ارتباط منفی میان رشد اقتصادی و تولید آلودگی می‌باشند.

هم‌چنین یافته‌ها حاکی از آن است که بیش‌ترین میزان تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار گاز دی اکسیدکربن مربوط به کشورهای صنعتی از جمله انگلستان، ژاپن، استرالیا و آمریکا به میزان ۰/۶۲۱، ۰/۳۲۱، ۰/۳۲ و ۰/۳۱۹ می‌باشد که با توجه به سطح بالای درآمد سرانه‌ی این کشورها به عنوان مثال در سال ۲۰۰۷، به ترتیب برابر؛ ۴۵۹۵۴/۵۶، ۳۴۲۸۴/۱۲، ۴۴۶۵۶/۵۲ و ۴۵۶۰۹/۲۱ دلار است[2] که رقم قابل توجهی است. به علاوه، بیش‌ترین میزان تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار گاز دی اکسیدکربن در میان کشورهای عضو Non- Annex پیمان کیوتو به ترتیب مربوط به کشورهای در حال توسعه‌ی چین، هند، ایران و تایلند به میزان ۰/۵۳۲، ۰/۲۹۸، ۰/۲۷۴ و ۰/۲۱ با درآمد سرانه برابر با ۲۵۶۶/۴۳، ۱۰۴۶/۳۲، ۴۰۲۷/۷۹ و ۳۶۸۹/۳۷ دلار می‌باشد[3]. با مقایسه‌ی این میزان تأثیر برآورد شده در این مطالعه و میزان درآمد سرانه در بین بزرگ‌ترین کشورهای تولیدکننده‌ی گازکربنیک در بین کشورهای عضو پیوست الف و Non-Annex پیمان کیوتو در می‌یابیم که مقصران اصلی تخریب محیط زیست و گرمایش زمین کشورهای صنعتی هستند.

1- Lidula et al.
2- WorldBank, 2009.
3- WorldBank, 2009.

www.SID.ir

Archive of SID

در پایان باید گفت که با توجه به روند کلی سیاست جهانی، روشن است که جمع آوری گازهای گلخانه‌ای به یکی از مهم ترین اولویت‌های کشورهای پیشرفته تبدیل شده است. در حقیقت، به عملیات جمع آوری گاز CO_2 از واحدهای صنعتی که منجر به جلوگیری از انتشار این گاز در اتمسفر می‌شود، اصطلاحا جمع آوری کربن[1] می گویند. روش نگهداری و حبس این گاز در مخازن نیز ذخیره سازی کربن[2] نام دارد. اصطلاحا جداسازی کربن[3] به مجموع دو فرآیند و گاهی نیز فقط به فرآیند دوم اطلاق می‌شود. بهترین گزینه برای نگهداری گازکربنیک، تزریق و محبوس کردن آن در لایه‌های زیرین زمین به خصوص در مخازن هیدروکربور است، زیرا این مخازن شناخته شده ترین و با امکانات تزریق و تولید هستند و از همه مهم‌تر این است که تزریق گاز CO_2 در مخازن هیدروکربور، یکی از راه‌های افزایش بازیافت نفت و گاز نیز می‌باشد. بدین ترتیب هزینه‌های جمع آوری و انتقال این گاز نیز با درآمد حاصل از فروش نفت اضافی جبران می شود. روش‌های دیگر مورد مطالعه عبارتند از: ذخیره سازی در لایه‌های حاوی آب شور و یا رگه‌های عمیق زغال سنگ.

روش اخیر با توجه به آزاد شدن گاز متان از زغال می‌تواند دربرگیرنده‌ی فواید جانبی نیز باشد. جمع آوری دی اکسیدکربن در اعماق اقیانوس‌ها و یا در لایه‌های بازالتی، هم چنان تحت بررسی بوده و نکات مبهم زیادی دارد.

فهرست منابع

اشرف زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر(۱۳۷۸). " اقتصادسنجی پاتل دیتا"، مؤسسه‌ی انتشارات دانشگاه تهران.

امین زاده، علی. "جمع آوری گاز دی اکسید کربن، چرا و چگونه"، مجله‌ی اکتشاف و تولید، شماره‌ی ۶۵. بهمن ۱۳۸۸.

پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر. "بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا"، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال هفتم، شماره‌ی چهارم، صص ۱۴۱-۱۶۰، زمستان ۱۳۸۶.

1- Carbon Capture.
2- Carbon Storage.
3- CO2 Sequestration.

www.SID.ir

Archive of SID

پورکاظمی، محمدحسین و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۷)، بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه، پژوهش‌های اقتصادی ایران.

رحیمی، نسترن، "پروتکل کیوتو: تصویب یا عدم تصویب"، گروه محیط زیست، دفتر برنامه ریزی انرژی، امور انرژی، وزارت نیرو، ۱۳۸۲.

صادقی، حسین و سعادت، رحمان، "رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی در ایران (یک تحلیل علی)"؛ مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۶۴، صص ۸۰-۱۶۳، ۱۳۸۳.

صالح، ایرج. شعبانی، زهره. سادات باریکانی، سید حامد و یزدانی، سعید، "بررسی رابطه‌ی علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران"، مجله‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفدهم، شماره‌ی ۶۶، تابستان ۱۳۸۸.

فطرس، محمدحسن و نسرین دوست، محمد، (۱۳۸۸)، "بررسی آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹" فصل‌نامه‌ی مطالعات انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۱، صفحات ۱۳۵-۱۱۳.

گجراتی، دامور، مترجم: حمید ابریشمی. (۱۳۷۷)،" مبانی اقتصادسنجی"، مؤسسه‌ی انتشارات دانشگاه تهران.

گزارش "پروتکل کیوتو در مورد کنوانسیون تغییر آب و هوا"، کمیته ی ملی توسعه‌ی پایدار، کمیته‌ی فرعی کنوانسیون تغییر آب و هوا، سازمان محیط زیست، ۱۳۷۹.

Al-Iriani, M. (2006). Energy-GDP relationship revisited: An example from GCC countries using panel causality. Energy Policy 34, 3342-3350.

Ang, J.B. (2008). Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia. Journal of Policy Modelling 30, 271-278.

Ang, J.B.(2007). CO2 emissions, energy consumption and output in France. Energy Policy 35, 4772-4778.

Arpegis, N. and Payne, J. (2009). CO2 emissions, energy usage and output in Central America. Energy Policy 37, 3282-3286.

Coondoo, D. and Dinda, S. (2002). Causality between income and emission: A country-group specific econometric analysis. Ecological Economics 40, 351-367.

Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. Ecological Economics 49, 431-455.

www.SID.ir

Archive of SID

Dinda, S. and Coondoo, D. (2006). Income and emission: A panel data based cointegration analysis. Ecological Economics 57, 167-181.

Ferrer-i-Carbonell, A. and Gowdy, J.M.(2007). Environmental degradation and happiness.Ecological Economics 60, 509-516.

Fisher, R.A. (1932). Statistical Methods for Research Workers. Edinburgh: Oliver & Boyd, 4th edition.

Gowdy, J. (2005). Toward a new welfare foundation for sustainability. Ecological Economics 53, 211-222.

Gowdy, J.(2004). The revolution in welfare economics and its implications for environmental valuation. Land Economics 80, 239-257.

Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1995). Economic growth and the environment. Quarterly Journal of Economics 110, 353-377.

Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. Energy Policy 37, 699-702.

Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC),(2007). Climate change 2007: Synthesis report. Available at <http://www.ipcc.ch/>.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control 12, 231-254.

Joyeux, R., Ripple, R.D.,(2007). Household energy consumption versus income and relative standard of living: a panel approach. Energy Policy 35, 50-60.

Kraft, J. and Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. Journal of Energy and Development 3, 401-403.

Lau, L-C., Tan, K-T., Lee, K-T. and Mohamed, A.R. (2009). A comparative study of the energy policies in Japan and Malaysia in fulfilling their nations' obligations towards the Kyoto Protocol. Energy Policy (in press).

Lean. H.H and Smyth .R,(2009). CO_2 Emissions, Electricity Consumption and Output in ASEAN, MONASH University, Development Research Unit, Discussion Paper DEVDP 09-13.

Lee, C.C., (2005). Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis. Energy Economics 27, 415-427.

Lee, C-C. and Chang, C-P. (2008). Energy consumption and economic growth in Asian economies: A more comprehensive analysis using panel data. Resource and Energy Economics 30, 50-65.

Lee, C-C. and Lee, J-D.(2009). Income and CO2 emissions: Evidence from panel unit root and cointegration tests. Energy Policy 37, 413-423.

www.SID.ir

Archive of SID

Mahadevan, R. and Asafu-Adjaye, J.(2007). Energy consumption, economic growth and prices: A reassessment using panel VECM for developed and developing countries. Energy Policy 35, 2481-2490.

Mehrara, M. (2007). Energy consumption and economic growth: The case of oil exporting countries. Energy Policy 35, 2939-2945.

Mishra, V., Smyth, R. and Sharma, S. (2009). The energy-GDP nexus: Evidence from a panel of Pacific Island countries. Resource and Energy Economics 31, 210-220.

Narayan, P.K. and Narayan, S. (2008). Does environmental quality influence health expenditures? Empirical evidence from a panel of selected OECD countries. Ecological Economics 65, 367-374.

Narayan, P.K. and Smyth, R.(2008). Energy consumption and real GDP in G7 countries: New evidence from panel cointegration with structural breaks. Energy Economics 30, 2331-2341.

Narayan, P.K. and Smyth, R.(2009). Multivariate Granger causality between electricity consumption, exports and GDP: Evidence from a panel of Middle Eastern countries. Energy Policy37, 229-236.

Payne. J and Apergis.N,(2009). "Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model," Energy Economics, 31(2), March 2009, 211-216.

Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. Review of Economics and Statistics 83, 727-731.

Sari, R. and Soytas, U. (2009). Are global warming and economic growth combatable? Evidence from five OPEC countries. Applied Energy 86, 1887-1893.

Smyth, R., Mishra, V. and Qian, X.(2008). The environment and well-being in urban China. Ecological Economics 68, 547-555.

Soytas, U. and Sari, R.(2009). Energy consumption, economic growth and carbon emissions: Challenges faced by a EU candidate member. Ecological Economics 68, 1667-1675.

Soytas, U., Sari, R. and Ewing, B.T.(2007). Energy consumption, income and carbon emissions in the United States. Ecological Economics 62, 482-489.

Stern, D.I. (1993). Energy growth in the USA: A multivariate approach. Energy Economics 15, 137-150.

Stern, D.I.(2004). The rise and fall of the Environmental Kuznets curve. World Development 32, 1419-1439.

www.SID.ir

Archive of SID

World Bank.(2009). World Development Indicators. Washington DC, World Bank.

Zhang, X.P. and Cheng, X-M. 2009. Energy consumption, carbon emissions and economic growth in China. Ecological Economics 68, 2706-2712.

www.SID.ir