پژوهش‌های محیط‌زیست، سال ۸، شماره ۱۵، بهار و تابستان ۱۳۹۶، از صفحه ۱۵۳ تا ۱۶۴

بررسی عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران؛ با تاکید بر آثار بیانیه ۲۱ ریو

حامد رفیعی*[۱]، شیوا غزنوی[۲]، ایرج صالح[۳]

۱ استادیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران
۲ دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران
۳ دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۵/۱۴؛ تاریخ تصویب: ۱۳۹۶/۰۴/۲۶)

چکیده

هدف از انجام این تحقیق بررسی ارتباط بین انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن به عنوان شاخصی از آلودگی محیط‌زیستی با نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به صنعت، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت، تراکم جمعیت شهری و مصرف انرژی در ایران با تاکید بر آثار بیانیه ۲۱ ریو طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ است. بدین منظور با استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل برآورد شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان داد که با افزایش یک واحد مصرف انرژی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن ۰/۰۲ واحد افزایش می‌یابد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که حمایت از توسعه استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به‌ویژه انرژی خورشیدی، باد و آب در راستای بهبود کیفیت هوا و شاخص‌های محیط‌زیست مورد توجه قرار گیرد. همچنین با توجه به معنی دار شدن متغیر مجازی کنفرانس ریو و علامت مثبت این متغیر در الگوی بلندمدت نتیجه می‌شود ایران بعد از برگزاری این کنفرانس در راستای حفظ محیط‌زیست گام برداشته است. برآورد ضریب تصحیح خطا نیز نشان می‌دهد که در صورت بروز شوک‌های ناگهانی به انتشار دی‌اکسیدکربن، مدت زمان لازم برای تعدیل کل آثار شوک حدود ۱/۳ دوره خواهد بود.

کلید واژه‌ها: انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن، محیط‌زیست، ایران، ARDL

*نویسنده مسئول: Email:hamedrafiee@ut.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

سرآغاز

اقتصاد علم استفاده بهینه از منابع است. آگاهی از این علم و استفاده از آن بشر را قادر می‌سازد تا از منابع کمیاب طبیعت به نحو مطلوب استفاده نماید. از زمانی که آلودگی‌های محیط‌زیستی، به عنوان مساله اقتصادی و اجتماعی مطرح شد، مطالعه در مورد عوامل موثر بر این آلودگی‌ها نیز آغاز شد (بهبودی و برقی گلعذانی، ۱۳۸۷). از آن جایی که انسان دائما در حال ایجاد تغییر در محیط‌زیست خود می‌باشد، خطراتی در اثر این تغییرات و تخریب‌هایی در این زمینه به وجود آمده، که امنیت و آرامش زندگی انسان را بر هم زده است. (حسینی نسب و پایکاری، ۱۳۹۱). از آن جهت اقتصاد محیط‌زیست در راستای تفکر توسعه پایدار شکل گرفته و رشد پیدا کرده است. آنچه که سبب اهمیت بیشتر بحث آلودگی در چند دهه اخیر شده، اهمیت بیشتر دولت‌ها به مساله توسعه پایدار است. در واقع بر اساس نظام توسعه پایدار دیگر نمی‌توان تولید را تنها تابع از سرمایه و کار دانست بلکه باید در تابع تولید مواد و کالاهای محیط‌زیستی نیز منظور شود (صالح و همکاران، ۱۳۹۰). ارتباط بین توسعه‌ی اقتصادی و محیط‌زیست نیز از مسائل مهم و پیچیده است. در این رابطه آلودگی‌های وارد شده به محیط‌زیست از طریق توسعه اقتصادی سبب خسارت‌هایی شده که ناشی از ترکیب عواملی همچون رشد جمعیت، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و فعالیت‌های صنعتی است. به طورکلی از آنجا که انجام هر فعالیت اقتصادی مستلزم مصرف انرژی است، بنابراین، از یک طرف انرژی به منزله عامل محرک توسعه‌ی اقتصادی، اجتماعی و بهبود کیفیت زندگی انسانی تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب تولید آلاینده‌های محیط‌زیستی می‌شود (بهبودی و برقی گلعذانی، ۱۳۸۷). تجربه بسیاری از کشورهای پیشرفته موفق ثابت کرده است چنانچه مسیر رشد اقتصادی به درستی پیموده شود و سیاست‌ها و رویه‌های مناسبی در این راستا اتخاذ شود نه تنها تضادی در این زمینه وجود ندارد بلکه رشد اقتصادی نیز می‌تواند سبب بهبود وضعیت محیط‌زیستی شود. این امر بدون اطلاع از چگونگی رابطه بین مصرف انرژی، سطح فعالیت‌های اقتصادی و بررسی آلودگی‌های محیط‌زیست امکان‌پذیر نیست. جهت پی بردن به تاثیرگذاری این متغیرها بر هم، باید رابطه علیت بین آن‌ها مشخص شود زیرا عدم اطلاع از جهت رابطه علیت بین این متغیرها در یک اقتصاد می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری‌های غلط و ناکارا شود (مهدوی عادلی و قنبری، ۱۳۹۲). در طول سال‌های گذشته همراه با نوسانات رشد اقتصادی جوامع، جهان شاهد تغییرات محیط‌زیستی بزرگ و نامطلوبی همانند افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف انرژی حاصل از سوخت‌های فسیلی بوده است که این مساله سبب گرم شدن تدریجی جهان بر اثر انتشار این گازها به ویژه انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود (بلالی و همکاران، ۱۳۹۲). دی‌اکسیدکربن مهمترین گاز گلخانه‌ای در اتمسفر پس از بخار آب در جذب اشعه مادون قرمز می‌باشد و مسئول ۶۲ درصد از مجموع کل نیروی واتابشی زمین که توسط گازهای گلخانه‌ای در دهه گذشته تولید شده، می‌باشد. تاثیرات این گاز برروی اقلیم و ترکیب شیمیایی اتمسفر، دلایلی بر نگرانی از رشد بالای این گاز در دهه اخیر، می‌باشد. در گذشته، نگرانی که در مورد تأثیر فعالیت‌های انسان بر اقلیم جهانی بود، اندازه زیادی مربوط به اکسید کربن در اتمسفر به علت سرعت افزایش غلظت آن و اهمیت آن به عنوان یک گاز گلخانه‌ای بوده است (نوروزی و خسروی، ۱۳۸۹). اکثر پژوهش‌های اقتصادی انجام شده در این زمینه، به دنبال این مساله بوده‌اند که ارتباطی معنادار بین تخریب محیط‌زیست و رشد اقتصادی بیابند که در اکثر این پژوهش‌ها از الگویی کاربردی با عنوان منحنی محیط‌زیستی کوزنتس (EKC)[1] استفاده شده است. این الگو بیان می‌کند که تخریب محیط‌زیست ابتدا همگام با افزایش درآمد سرانه یک کشور افزایش می‌یابد، اما در پی آن پس از رسیدن به سطحی معین از رشد اقتصادی، تخریب محیط‌زیست متوقف شده و سپس کاهش می‌یابد. در واقع این منحنی یک رابطه u شکل معکوس بین تخریب محیط‌زیست (انتشار آلودگی) و درآمد سرانه (رشد اقتصادی) را نشان می‌دهد (آماده و همکاران، ۱۳۸۶). لازم به ذکر است در سال ۲۰۱۱، ده کشور با بالاترین انتشار در گازهای گلخانه‌ای که سهم ۴۹/۵ درصدی از جمعیت جهان را در بر می‌گیرند، حدود دو سوم انتشار گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص داده‌اند، که ایران نیز در رتبه نهم این رده‌بندی قرار دارد (International Energy Agency, 2013). بنابراین، با توجه به اهمیت رشد و توسعه اقتصادی و همچنین توجه جامعه جهانی به مساله محیط‌زیست، مطالعات زیادی به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیستی (مانند انتشار انواع گازهای گلخانه‌ای) در سطوح ملی و بین‌المللی

Archive of SID

www.SID.ir

پرداخته‌اند. طبق نتایج تحقیق (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳) که به بررسی روابط علّی بین رشد جمعیت، آلودگی محیطزیستی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته است یک رابطه دو طرفه بین اثرات محیطزیستی و رشد اقتصادی وجود دارد، اما در مورد رشد جمعیت، نتایج رابطه یک سویه از رشد جمعیت به اثرات محیطزیستی را نشان می‌دهد و حالت عکس برقرار نیست. صادقی و سعادت در تحقیق خود از یک تابع لگاریتمی و داده‌های آماری سری زمانی سال‌های ۸۰-۱۳۴۶ به روش آزمون علیت هشیائو استفاده کرده است. مطالعه‌ای که در ایران طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۴ توسط (شرزه‌ای و خقانی، ۱۳۸۸) انجام گرفت، رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی، درآمد ملی و انتشار دی‌اکسیدکربن به همراه عوامل نیروی کار و سرمایه را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که مصرف انرژی علت افزایش مصرف کربن نیست. هم‌چنین یک رابطه علیت یک طرفه از درآمد به مصرف انرژی وجود دارد اما رابطه علیت میان درآمد و انتشار دی‌اکسیدکربن وجود ندارد. (صالح و همکاران، ۱۳۸۸) به بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده وجود یک رابطه یک‌طرفه از حجم گاز دی‌اکسیدکربن بر تولید ناخالص داخلی را نشان داد. از سوی دیگر به دلیل اینکه نرخ رشد حجم گاز دی‌اکسیدکربن بیش‌تر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بوده است، بنابراین، منحنی محیطزیستی کوزنتس[۱] در شرایط ایران فرم مورد انتظار مطرح شده را ندارد. (پورعبادالهان‌کویچ و همکاران، ۱۳۹۴) در مطالعه خود اثر انتشار دی‌اکسیدکربن در صنایع محصولات کانی غیرفلزی ایران را طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۹ به شش عامل اثر فعالیت، اثر ساختار بین بخشی، اثر ساختار درون بخشی، اثر شدت انرژی، اثر ترکیب سوخت و اثر ضریب انتشار تجزیه کردند. و با استفاده از روش LMDI، اثر تغییر در هر یک از این عوامل را بر تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل نشان داد که تغییرات در اثر فعالیت، اثر ساختار بین بخشی و اثر ضریب انتشار به ترتیب بیشترین تأثیر را بر رشد انتشار دی‌اکسیدکربن صنایع محصولات کانی غیرفلزی داشته است. در سال ۲۰۰۷ تحقیقی با استفاده از آمار سال‌های ۱۲۰۰-۱۹۶۰ توسط James در کشور فرانسه صورت گرفت. James در مطالعه خود با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[۲] به بررسی رابطه بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی پرداخته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که در بلندمدت رابطه معنی‌داری بین متغیرها وجود دارد اما در کوتاه‌مدت این رابطه برقرار نیست. (Alam et al., 2007) در تحقیقی در پاکستان برای سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۱ انجام دادند و افزایش در تولید ناخالص داخلی و شدت استفاده از انرژی را به عنوان عوامل تاثیرگذار بر آلودگی محیطزیست (انتشار گاز دی‌اکسیدکربن) نتیجه گرفتند. (Kumar, 2011) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی، و انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی در چارچوب مدل خودرگرسیونی برداری (VAR)[۳] برای کشور هند پرداخته است. طبق نتایج این تحقیق اثر انتشار دی‌اکسیدکربن روی مصرف انرژی، مثبت و اثر آن بر روی تولید ناخالص داخلی، منفی به دست آمده است. همچنین مصرف انرژی بر روی تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسیدکربن اثر مثبت دارد. (Jeong & Kim, 2013) در مقاله خود که به بررسی عوامل موثر بر تغییرات انتشار CO_2 در صنایع کره جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۰۹- ۱۹۹۱ پرداختند. نتایج نشان داد که از بین ۵ عامل اثر فعالیت، اثر ساختاری، اثر شدت انرژی، اثر ترکیب سوخت و ضریب انتشار، عامل‌های تغییرات اثر ساختاری، اثر شدت انرژی و اثر ضریب انتشار نقش کاهنده‌ای در انتشار CO_2 داشته است. (Wang et al., 2015) در تحقیقی عوامل موثر بر انتشار CO_2 را در مصرف انرژی از بخش‌های صنعتی و خانگی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ با هدف بررسی روند تغییرات در انتشار CO_2، نیروهای محرک این تغییرات و روش‌های کاهش انتشار CO_2 در چین مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد به طور غالب گسترش فعالیت‌های اقتصادی، عامل محرک افزایش انتشار CO_2 در چین است و یک افزایش پایدار انتشار گاز CO_2 را می‌توان انتظار داشت. بنابراین، پیشنهاد می‌کنند که دولت توجه بیشتری به افزایش بهره‌وری در مصرف انرژی داشته باشد. (Mustapa et al., 2015)، نیز عوامل موثر بر انتشار CO_2، ناشی از بخش حمل و نقل در مالزی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که ۲۸ درصد از کل گازهای گلخانه‌ای در مالزی به گاز CO_2 اختصاص دارد که ۸۵ درصد آن از طریق حمل و نقل جاده‌ای انتشار می‌یابد. در این تحقیق از مدل رگرسیون چندگانه بر اساس داده‌های مبتنی بر فناوری سوخت طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ استفاده شد. نتایج نشان داد که بهره‌وری سوخت، قیمت سوخت و فاصله سفر عوامل اصلی موثر در رشد انتشار گاز CO_2 بوده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به مطالعات صورت گرفته در ایران و جهان و از آن جا که یکی از عوامل اصلی آلودگی و تخریب محیطزیست، گرم شدن تدریجی جهان بر اثر انتشار گازهای گلخانه‌ای به ویژه انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی به صورت سوخت‌های فسیلی در طول فرآیند رشد اقتصادی کشورها می‌باشد (بلالی و همکاران، ۱۳۹۲) بنابراین، در این پژوهش انتشار سرانه‌ی گاز دی‌اکسیدکربن به عنوان شاخصی از آلودگی محیطزیستی در نظر گرفته شده است. در این تحقیق به نقش ارزش افزوده بخش صنعت و کشاورزی بر تخریب محیطزیست اشاره می‌شود و همچنین با تاکید بر آثار بیانیه ۲۱ ریو عوامل موثر بر انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن مورد بحث قرار می‌گیرد، که در سایر مطالعات انجام نگرفته است.

مواد و روش‌ها

روش

داده‌های مورد بررسی در این پژوهش از آمار منتشر شده توسط بانک جهانی جمع‌آوری شده و دوره‌ی زمانی مورد بررسی در این تحقیق سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ می‌باشد. متغیر مجازی در نظر گرفته شده در این مدل کنفرانس ریو است، که از جمله بزرگترین نشست‌های عالی بین المللی است که تا کنون برگزار شده و ۱۵۰ کشور در آن حضور داشتند. این کنفرانس در سال ۱۹۹۲ (۱۳۷۱) در شهر ریودوژانیرو، در جهت تعیین وظایف دولت‌ها در قبال توسعه و محیطزیست برگزار شد. بنابراین، به جهت اهمیت برگزاری این کنفرانس، در این مدل اثر بخشی این کنفرانس بر میزان انتشار سرانه گاز کربن دی اکسید در ایران مورد بررسی قرار گرفته است، که مقدار این متغیر برای سال‌های بعد از ۱۹۹۲، یک و برای سال‌های قبل از آن، صفر در نظر گرفته شده است. با توجه به هدف این تحقیق و ادبیات موضوع برای بررسی رابطه میان انتشار سرانه گاز CO_2 با نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به صنعت، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت، تراکم جمعیت شهری و مصرف انرژی به صورت مدل زیر در نظر گرفته شده است:

(۱)

$$CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 A/I + \beta_2 S/I + \beta_3 URBN + \beta_4 EI + \beta_5 DRIO$$

که در آن:

Co_{2t} : انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن (متر-تن)

A/I : نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به صنعت

S/I : نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت

URBN : تراکم جمعیت شهری (٪ از کل جمعیت)

EI : مصرف انرژی (کیلوگرم معادل نفت سرانه)

DRIO : متغیر مجازی کنفرانس ریو

با توجه به این که تاثیر متغیرها در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند متفاوت باشد، بنابراین، به منظور برآورد روابط بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود (عربی و کاظمی، ۱۳۹۳). این مدل توسط (Pesaran et al., 2001)، برای بررسی هم‌انباشتگی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است و به دلیل مزیت‌های فراوانی که نسبت به سایر تکنیک‌های مرسوم دارد به طور گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت آن این است که صرف نظر از این که متغیرهای مدل I(0) یا I(1) هستند قابل کاربرد می‌باشد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۲).

$$Y_t = ax_t + bx_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۲)$$

از رابطه زیر جهت کاهش تورش مربوط به ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، جهت این که تعداد وقفه‌های بیشتری برای مدل در نظر گیرد استفاده می‌شود:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + C'w_t + u_t \qquad (۳)$$

این الگو رابطه پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد که شامل روابط زیر است:

(۴)

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ... - \phi_p L^p$$
$$(L,q_i) = b_i + b_i L + ... + b_{iq} L^q \qquad i=1,2,...,k$$

در این روابط (L) عملکرد وقفه، (w) برداری از متغیرهای ثابت، مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت، (k) تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، (p) تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و (q) تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشند. به‌منظور محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر به دست می‌آیند (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱) :

(۵)

Archive of SID

www.SID.ir

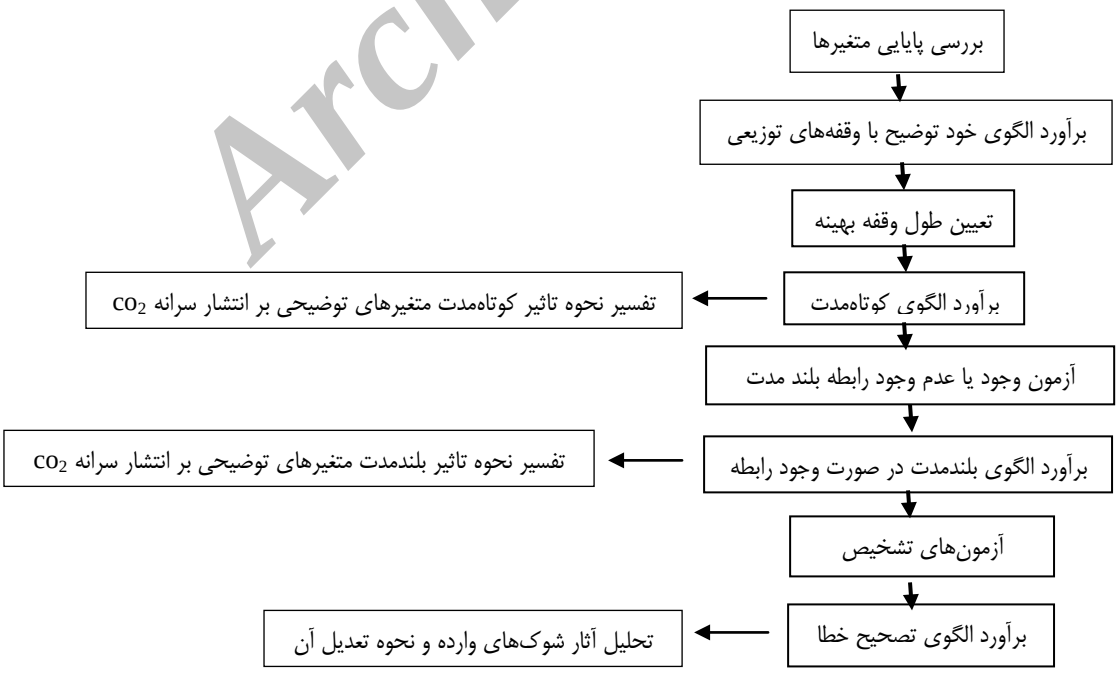
$$\theta = \frac{b_i(1,q_i)}{1-\phi} = \frac{b_{i0}+b_{i1}+...+b_{iq}}{1-\phi-...\phi_p} \qquad 1=1,\ldots,k$$

در روش ARDL ابتدا به برآورد کوتاه‌مدت متغیرها پرداخته می‌شود. و پس از تعیین وقفه بهینه، برآورد متغیرها انجام می‌گیرد. و پس از آن گرایش رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت بررسی می‌شود (عربی و کاظمی، ۱۳۹۳). به منظور انجام آزمون همجمعی (برای تشخیص وجود ارتباط بلندمدت در مدل) از روش بنرجی، دولادو و مستر[۴] استفاده می‌شود. مبنای این آزمون آماره t بوده که مرتبط با ضرایب با وقفه متغیر وابسته است. لازمه آن که الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، آن است که مجموع ϕ_iها ($i=1,\ldots,p$) کمتر از یک باشد. آماره t از تقسیم $(\sum\phi_i - 1)$ به مجموع انحراف معیار این ضرایب حاصل می‌شود. اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدرمطلق مقادیر ارایه شده بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱).

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1}{\sum_{i=1}^{p}\delta_i} \qquad (۶)$$

در صورتی که در مرحله اول روش ARDL، وجود رابطه بلندمدت پایدار در مدل تایید شود در مرحله دوم ضرایب بلندمدت برآورد می‌شود (کاظمی و همکاران، ۱۳۹۲). پس از انجام برآورد بلندمدت مدل، برآورد الگوی تصحیح خطای مدل انجام می‌گیرد. اگر ضریب مدل تصحیح خطا از نظر آماری معنی‌دار و منفی باشد بیانگر سرعت تعدیل بالایی می‌باشد. ضریب سرعت تعدیل نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. برای محاسبه این متغیر می توان از u_{t-1} که خطای بلندمدت برآورد شده برای دوره t-1 است استفاده کرد (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۱). به منظور برآورد مدل از نرم افزارهای Eviews7 و Microfit4.1 استفاده شده است. پس از بررسی پایایی متغیرها با استفاده از نرم افزار Eviews7، ابتدا به برآورد مدل کوتاه مدت، برآورد مدل بلند مدت و برآورد الگو تصحیح خطا پرداخته شده است و آزمون‌های ثبات و تشخیص نیز برای اطمینان از خوبی برازش مدل انجام شده است.

در نهایت می توان مسیر کلی برآورد الگو در این تحقیق را در (شکل ۱ و جدول ۱) مشاهده کرد:



شکل (۱): مسیر کلی برآورد الگو

Archive of SID
www.SID.ir

جدول(۱): بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح بر اساس آزمون ADF

متغیرها	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون
Co_2	۱	-۴/۷۰۱	پایا
A/I	۰	-۴/۹۳۵	پایا
S/I	۰	-۵/۲۴۹	پایا
URBN	۰	-۳/۳۵۸	پایا
EI	۱	-۷/۰۱۶	پایا
DRIO	۱	-۵/۹۱۶	پایا

یافته‌ها

روش ARDL صرف نظر از این که متغیرهای مدل I(0) یا I(1) هستند قابل کاربرد می‌باشد. و در صورت وجود متغیرهای I(2)، آماره F محاسبه شده معتبر نخواهد بود (Ouattara, 2004). بنابراین برای برآورد مدل، ابتدا آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[۵] برای تمامی متغیرهای موجود در مدل، انجام شده است. نتایج حاصل از انجام آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در سطح طبق جدول (۱)، نشان می‌دهد که در ابتدا، تمامی متغیرها به جز انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و متغیر مجازی کنفرانس ریو پایا هستند. هم‌چنین متغیرهای انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و متغیر مجازی کنفرانس ریو نیز با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. بنابراین مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای I(2) وجود ندارد.

پس از بررسی پایایی متغیرها، جهت برآورد الگو باید طول وقفه بهینه بر اساس یکی از معیارهای آکاییک (AIC)[۶]، شوارتز- بیزین (SBC)[۷] و یا هنان کویین (HQ)[۸] مشخص شود. به منظور انتخاب طول وقفه بهینه در مدل‌های برآوردی، از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده شده است. این معیار از جهت اینکه کمترین طول وقفه ممکن را انتخاب می‌کند، به‌عنوان یک معیار صرفه‌جو شناخته شده است و معمولا در نمونه‌هایی با حجم کم از این معیار برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده می‌شود (حری و همکاران، ۱۳۹۲). پس از تعیین طول وقفه بهینه برآورد الگوی کوتاه مدت انجام گرفته است (جدول ۲). نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه مدت به غیر از مصرف انرژی سایر متغیرها تاثیر معنی‌داری بر آلودگی و تخریب محیط‌زیست نداشته‌اند. این متغیر در سطح یک درصد با علامت مثبت معنی‌دار شده است. به این معنی که ضریب برآوردی مصرف انرژی نشان می‌دهد با افزایش یک واحد از این متغیر، انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن به‌عنوان شاخصی از آلودگی و تخریب محیط‌زیست ۰/۰۰۲ واحد افزایش می‌یابد و بنابراین، از متغیرهای مهم و تاثیرگذار بر آلودگی و تخریب محیط‌زیست می‌باشد.

قبل از براورد الگوی بلندمدت باید وجود این رابطه میان متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور مقدار آماره محاسباتی بنرجی، دولادو و مستر محاسبه شده است. مقدار آماره جدول بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۵ درصد برای مدل با عرض از مبدا برابر ۳/۶۴- به دست آمد. بنابراین فرض H_0 رد شده و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تایید می‌شود. جدول (۳) نتایج حاصل از مدل بلندمدت را نشان می‌دهد. بر طبق این جدول ارزش افزوده بخش کشاورزی به ارزش افزوده بخش صنعت می‌تواند متغیر تاثیرگذاری بر میزان تخریب محیط‌زیست باشد. ضریب برآوردی این متغیر در سطح یک درصد با علامت منفی معنی‌دار شده است. به این معنی که به ازای ۱ واحد افزایش در نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به ارزش افزوده بخش صنعت، میزان انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن ۱۱/۷۷۲ واحد کاهش می‌یابد. زیرا بخش صنعت به جهت ضایعات محیط‌زیستی بیشتر، نسبت به بخش کشاورزی، تاثیر بیشتری بر محیط‌زیست دارد. در این راستا توجه به استانداردهای محیط زیستی و همچنین برنامه‌ریزی در راستای دستیابی به بهره‌وری سبز در صنایع کشور می‌تواند راه‌گشا باشد. ضریب برآوردی میزان مصرف انرژی در سطح یک درصد با علامت مثبت معنی‌دار شده و با افزایش ۱ واحد مصرف انرژی در بلندمدت ۰/۰۰۲ واحد انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد. متغیر مجازی کنفرانس ریو که برای سال‌های بعد از برگزاری این کنفرانس (۱۹۹۲) یک در نظر گرفته شده است، در سطح ۱۰ درصد با علامت منفی معنی‌دار شده است. به این معنی که بعد از برگزاری کنفرانس ریو، برای سال‌های بعد از ۱۹۹۲ وضعیت محیط‌زیست در ایران بهبود یافته است. زیرا این کنفرانس در جهت تعیین وظایف دولت‌ها در قبال توسعه و جلوگیری از روند تخریب برگزار شده و بنابراین بر اساس این وظایف لازم است

Archive of SID

www.SID.ir

وضعیت کشورها به جهت حفاظت از محیطزیست بعد از برگزاری این کنفرانس رو به بهبودی رود. هرچند پایبندی بیشتر به اصول بیانیه‌هایی همچون کنفرانس ریو از جانب ایران و البته تمام کشورها می‌تواند تضمین‌کننده محیطزیستی مناسب‌تر برای جهان باشد. در این مدل متغیر زمان در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده است. با توجه به علامت ضریب برآوردی این متغیر، می‌توان نتیجه گرفت به طورکلی در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۷ با گذشت زمان، روند تخریب محیطزیست در ایران افزایش یافته است. و این آسیب‌ها هر روز بیشتر از پیش آشکار شده است. آسیب‌هایی که ناشی از فعالیت‌های صنعتی جوامع انسانی است (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳).

جدول(۲): نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
متغیرها	۰/۴۵۸	۰/۱۲۲	۳/۷۵۵*** (۰/۰۰۱)
Co2(-1)	-۰/۲۳۲	۰/۱۱۹	-۱/۹۴۱* (۰/۰۶۳)
Co2(-2)	-۲/۸۸۸	۱/۸۰۸	-۱/۵۹۷ (۰/۱۲۲)
A/I	-/۰۵۳	۰/۲۸	-۰/۱۹۲ (۰/۸۴۹)
S/I	-۰/۱۷۳	۰/۱۴۸	-۱/۱۷۰ (۰/۲۵۲)
URBN	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳	۶/۱۱۰*** (۰/۰۰۰۱)
EI	-۰/۱۵۷	۰/۱۴۹	-۱/۰۴۸ (۰/۳۰۴)
DRIO	۴/۹۶۶	۳/۲۳۹	۱/۵۳۳ (۰/۱۳۷)

***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد را نشان می دهد.

جدول(۳): نتایج برآورد بلند مدت مدل

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
A/I	-۱۱/۷۷۲	۲/۱۵۵	-۵/۴۶۲*** (۰/۰۰۰)
S/I	۰/۳۹۵	۰/۳۳۴	۱/۱۸۳ (۰/۲۳۷)
URBN	-۰/۲۳۶	۰/۱۶۸	-۱/۴۰۶ (۰/۱۶)
EI	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۴	۴/۳۲۷*** (۰/۰۰۰)
DRIO	-۰/۳۵۵	۰/۱۸۴	-۱/۹۲۸* (۰/۰۵۴)
T	۰/۰۵۸	۰/۰۳۳	۱/۷۴۵* (۰/۰۸۱)
C	۸/۶۷۱	۳/۶۵۲	۲/۳۷۴** (۰/۰۱۸)

***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد را نشان می دهد.

آزمون‌های تشخیص و ثبات نیز برای اطمینان از خوبی بـــرازش مدل انجام شده است. نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیص در جدول (۴) آورده شده است. نتایج حاصل عدم وجود همبستگی پیاپی بین اجزا اخلال را نشان می‌دهد. همچنین نشان‌دهنده معادله صحیح تصریح شده، و واریانس همسانی در مدل است. اجزا اخلال نیز دارای توزیع نرمال می‌باشد. بنابراین، نتایج حاصل از روابط بلندمدت قابل اطمینان می‌باشد. آزمون‌های ثبات شامل نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ است. اگر نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ درون پیوندهای بحرانی سطح ۵ درصد معنی‌داری قرار گیرند، فرضیه صفر، مبنی بر ثبات تمام ضرایب در مدل رگرسیونی را نمی‌توان رد کرد. با توجه به شکل‌های (۲ و ۳) هر دو آزمون آماره‌ها در فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند. بنابراین، فرض صفر مبنی بر ثبات ضرایب پذیرفته شده و در سطح معنی‌داری ۵ درصد نتایج به دست آمده قابل اتکا و معتبر هستند. شکل (۴) نشان‌دهنده میزان انطباق مدل با واقعیت می‌باشد. همان‌طور که دیده می‌شود مدل برآوردی به خوبی با واقعیت منطبق است.

جدول(۴): نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

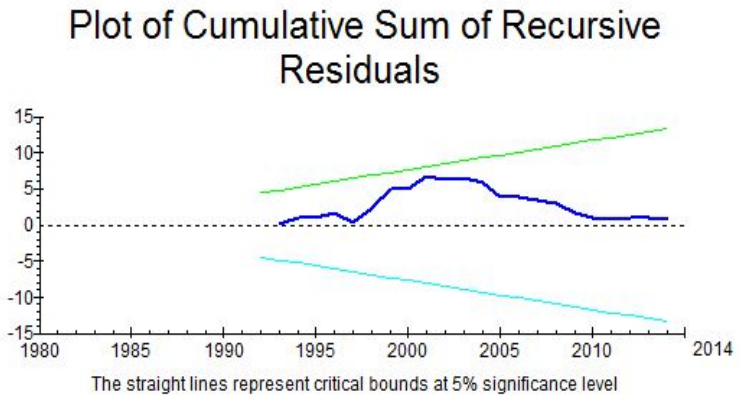
آزمون	آماره F	آماره LM
خود همبستگی	۰/۰۵۰۱ (۰/۸۲۵)	۰/۰۶۷۳ (۰/۷۹۵)
فرم تابعی	۱/۵۲۱۳ (۰/۲۲۸)	۱/۹۳۴۸ (۰/۱۶۴)
نرمال بودن	-	۳/۹۲۵۳ (۰/۱۴۰)
واریانس ناهمسانی	۰/۲۳۳۷ (۰/۶۳۲)	۰/۲۴۶۲ (۰/۶۲۰)

قدم بعدی در رویکرد ARDL برآورد الگوی تصحیح خطا برای بررسی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است که نتایج آن در جدول (۵) آمده است. معنی‌دار بودن ضریب ECM نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو می‌باشد. بر اساس نتایج ارایه شده ضریب ECM(-1) برابر با ۰/۷۷۴- است. بنابراین حرکت به سمت تعادل با سرعت بالایی صورت می‌گیرد. همچنین ضریب این متغیر نشان می‌دهد چنان چه شوکی در کوتاه‌مدت به انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن وارد شود در هر دوره ۷۷ درصد از این شوک تعدیل خواهد شد و مدت زمان لازم برای تعدیل کل آثار شوک معادل ۱/۲۹۱ دوره خواهد بود. این نتیجه نشان می‌دهد که سیاست‌گذاری در راستای بهبود وضعیت موجود حتی اگر با بروز شوک‌هایی در کوتاه‌مدت همراه باشد، آثار این شوک در

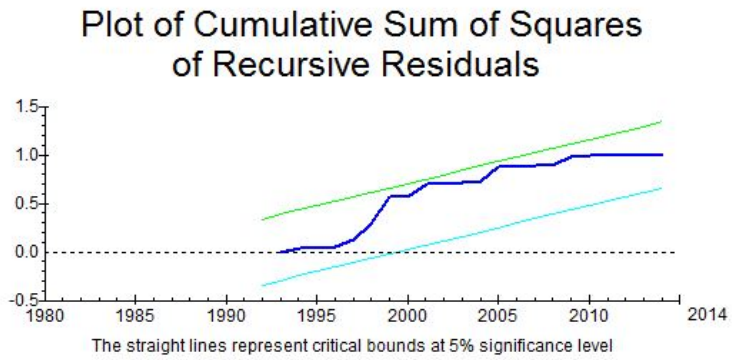
Archive of SID

www.SID.ir

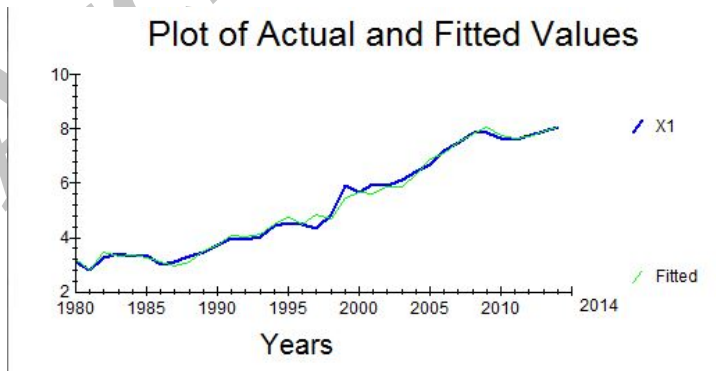
حدود یک دوره تعدیل شده و آثار مثبت سیاست‌گذاری در آینده‌ای نزدیک در اقتصاد ایران نمود خواهد یافت.



شکل (۲): مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM در مورد ثبات مدل



شکل (۳): مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ در مورد ثبات مدل



شکل(۴): میزان انطباق مدل با واقعیت

بحث و نتیجه گیری

در این مطالعه به جهت تعیین عوامل موثر بر انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن به بررسی رابطه بین آن به عنوان شاخصی از آلودگی محیطزیستی با نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به صنعت، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به صنعت، تراکم جمعیت شهری و مصرف انرژی در ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷، با استفاده از الگو ARDL پرداخته شده است.

نتایج نشان داد که با افزایش یک واحد مصرف انرژی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت انتشار گاز دی‌اکسیدکربن ۰/۰۰۲ واحد افزایش می‌یابد. (Ozturk & Acaravci, 2013)، نیز با

www.SID.ir

استفاده از رابطه هم‌جمعی، طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۰ دریافتند که در بلندمدت مصرف انرژی سبب افزایش انتشار CO_2 می‌شود. همچنین این نتایج با یافته‌های (Kumar, 2011) نیز هماهنگی دارد. بنابراین، بر طبق نتایج و یافته‌های این مطالعه و سایر

جدول(۵): نتایج آزمون علیت به روش تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
Dco2	۰/۲۳۲	۰/۱۱۹	۱/۹۴۱* (۰/۰۶۳)
DA/I	-۲/۸۸۸	۱/۸۰۸	-۱/۵۹۷ (۰/۱۲۲)
DS/I	-۰/۰۵۳	۰/۲۸۰	-۰/۱۹۲ (۰/۸۴۹)
DURBN	-۰/۱۷۳	۰/۱۴۸	-۱/۱۷ (۰/۲۵۲)
DEI	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳	۶/۱۱*** (۰/۰۰۰)
DRIO	-۰/۱۵۷	۰/۱۴۹	-۱/۰۴۸ (۰/۳۰۴)
DC	۴/۹۶۶	۳/۲۳۹	۱/۵۳۳ (۰/۱۳۷)
ECM(-1)	-۰/۷۷۴	۰/۱۱۷	-۶/۶۱۸*** (۰/۰۰۰)
***، ** و * به ترتیب معنی داری در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد را نشان می دهد.			

مطالعات صورت گرفته در این زمینه، مصرف انرژی تاثیر به‌سزایی در افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. این امر می‌تواند به علت استفاده از انواع منابع و انرژی‌های ناکارا و استفاده از تکنولوژی‌های آلاینده در صنایع کارخانه‌ای باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود، حمایت از صنایع در راستای بهبود تکنولوژی تولید و حمایت از بهره‌وری سبز در تولیدات داخلی هدفمند شود. همچنین نتایج حاصل از الگوی بلندمدت نشان داد که نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به ارزش افزوده بخش صنعت نیز می‌تواند متغیر تاثیرگذاری در بلندمدت بر میزان تخریب محیطزیست باشد. به این صورت که هر چه میزان ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به ارزش افزوده بخش کشاورزی افزایش پیدا کند، میزان انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن نیز افزایش می‌یابد. زیرا بخش صنعت به جهت ضایعات محیطزیستی بیشتر، نسبت به بخش کشاورزی تاثیر بیشتری بر محیطزیست دارد. (قلمباز و قلمباز، ۱۳۹۲) نیز در مطالعه‌ای که به مطالعه اثر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به عنوان معیار آلودگی محیطزیست بر ارزش افزوده بخش کشاورزی با استفاده از داده‌های ترکیبی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در دوره زمانی ۱۹۹۰ - ۲۰۰۹ پرداختند، دریافتند که رابطه معکوس و معنی‌داری از انتشار گاز دی‌اکسیدکربن بر ارزش بخش کشاورزی وجود دارد. همچنین (بنی‌اسدی و قلی‌فر، ۱۳۹۱) در تحقیق خود با عنوان «بررسی وجود رابطه علّیت میان ارزش افزوده بخش صنعت و آلودگی هوا» با استفاده از آزمون استاندارد علّیت گرنجر و آزمون علّیت گرنجیرهشیائو، رابطه علّیت بین انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به عنوان شاخص آلودگی هوا و ارزش افزوده بخش صنعت را طی سال‌های ۱۹۴۱ الی ۱۹۳۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نیز وجود رابطه مثبت بین این دو متغیر را به اثبات رسانید.

بنابراین پیشنهاد می‌شود با توجه به ساختار انرژی‌بر بودن صنایع کشور، بایستی جهت‌گیری سیاستی این صنایع به سمت بهبود تکنولوژی و افزایش بهره‌وری انرژی در تولیدات صنعتی سوق داده شود. در واقع توجه به بهره‌وری سبز در صنعت الزام بیشتری خواهد داشت.

متغیر مجازی کنفرانس ریو که برای سال‌های بعد از برگزاری این کنفرانس (۱۹۹۲) یک در نظر گرفته شده است، در سطح ۱۰ درصد با علامت منفی معنی‌دار شده است. یعنی بعد از برگزاری کنفرانس ریو، سرانه انتشار آلودگی برای سال‌های بعد از ۱۹۹۲، در ایران بهبود یافته است. هر چند شواهدی مبنی بر الزام کامل کشورها به بندهای ارایه شده در کنفرانس ریو مشاهده نمی‌شود اما در هر صورت حساسیت‌های بین‌المللی و ملی در جهت بهبود وضعیت محیطزیست می‌تواند نتایج مناسبی را در بلندمدت داشته باشد. در الگوی بلندمدت متغیر زمان در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شده است. با توجه علامت ضریب برآوردی این متغیر، می‌توان نتیجه گرفت به طورکلی در بازه‌ی زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۷ با گذشت زمان، روند تخریب محیطزیست در ایران افزایش یافته است. طبق نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت، با افزایش بیشتر

Archive of SID

www.SID.ir

ارزش افزوده بخش صنعت نسبت به بخش کشاورزی، تخریب محیطزیست و آلودگی بیشتر افزایش خواهد یافت. بنابراین، بر این اساس در این بخش به کارگیری تکنولوژی‌های مناسب و پاک و حمایت از توسعه استفاده از آن در صنایع مختلف، علاوه بر بهبود بهره‌وری انرژی منجر به بهبود شاخص‌های محیطزیستی در بلندمدت خواهد شد.

به طورکلی با توجه یافته‌های این تحقیق پیشنهاد می‌شود که حمایت از توسعه استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیری به‌ویژه انرژی خورشیدی، باد و آب در راستای بهبود کیفیت هوا و شاخص‌های محیطزیست و افزایش بهره‌وری انرژی‌های فسیلی در راستای صرفه‌جویی در مصرف این منبع مورد توجه قرار گیرد. در واقع یکی از مهم‌ترین علل انتشار گازهای گلخانه‌ای و تبع آن گرمایش زمین و آثار مخرب آن، استفاده از سوخت‌های سنتی، معمول و تجدیدناپذیر می‌باشد. همچنین پیشنهاد می‌شود به دلیل تاثیرگذاری متغیر زمان در مدل بلندمدت، لازم است تا یک برنامه‌ریزی اصولی برای افق بلندمدت به جهت کاهش تخریب محیطزیست در کشور صورت گیرد. که عملی شدن این کار نیازمند تشکیل ساختار نهادی قوی جهت سیاست‌ها و برنامه‌های متعدد، تلاش برای افزایش مشارکت آحاد جامعه، سیاست‌گذاران، تولیدکنندگان و بخش آموزش کشور می‌باشد. در این راستا افزایش آگاهی، برای پذیرش سیاست‌های کنترل آلودگی لازم و ضروری خواهد بود.

یادداشت‌ها

1. Environmental Kusnets Curve
2. Auto-Regressive Distributed Lag
3. Vector Autoregression
4. Banerjee, Dolado and Mestre
5. Augmented Dicky Fuller
6. Akaike
7. Schwarz Beiysian
8. Hanan-Quin

فهرست منابع

آماده، ح.؛ حق دوست، ا. و اعظمی، آ. ۱۳۸۶. بررسی رابطه حجم گازهای گلخانه ای و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران (مطالعه موردی دی اکسید کربن). پژوهش نامه اقتصادی، سال نهم، شماره چهارم.

بلالی، ح.؛ زمانی، الف. و یوسفی، ع. ۱۳۹۲. رابطه رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی در بخش نفت با تاکید بر نوسانات قیمت آن (مطالعه موردی اقتصاد ایران). فصلنامه علمی پژوهشی برنامه ریزی و بودجه، سال ۱۸، شماره ۳، ص ص ۶۶-۴۹.

بنی اسدی، م. و قلی فر، ا. ۱۳۹۱. بررسی وجود رابطه علّیت میان ارزش افزوده بخش صنعت و آلودگی هوا، اولین همایش ملی حفاظت و برنامه ریزی محیط زیست، همدان، دانشگاه آزاد اسلامی واحد همدان، شرکت هم اندیشان محیطزیست فردا، http://www.civilica.com/Paper-NATURE01-NATURE01_120.html

بهبودی، د. و برقی گلعذانی، الف. ۱۳۸۷. اثرات زیست محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۴، صفحات ۵۳-۳۵.

پور عبادالهان کویچ، م.؛ برقی اسگویی، م.؛ پناهی، ح. و صالحی ابر، خ. ۱۳۹۴. تجزیه عوامل موثر بر انتشار آلودگی دی اکسید کربن در صنایع محصولات کانی غیرفلزی ایران. فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. سال چهارم، شماره ۱۶.صص ۵۷-۴۳

حری، ح.؛ جلالی، ع. و جعفری، س. ۱۳۹۲. بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC). فصلنامه اقتصاد محیطزیست و انرژی، سال دوم، شماره ۶، صفحات ۴۸-۲۷.

حسینی نسب، ا. و پایکاری، س. ۱۳۹۱. بررسی تأثیر رشد اقتصادی و آزادسازی تجاری بر آلودگی محیط زیست. مجله اقتصادی - دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست های اقتصادی، شماره های ۹ و ۱۰، صفحات ۸۲-۶۱.

شرزه ای، غ. و خقانی، م. ۱۳۸۸. بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد داخلی با تأکید بر نقش مصرف انرژی، تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۸.

Archive of SID
www.SID.ir

صادقی، ح. و سعادت، ر. ۱۳۸۳. رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی در ایران یک تحلیل ملی، تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۴ ، صفحات ۱۸۰- ۱۶۴.

صالح، ا.؛ جهانگرد، ح.؛ رفیعی، ح. و امیر نژاد، ح. ۱۳۹۰. بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر آلودگی آب در ایران. فصلنامه علمی پژوهشی مهندسی آبیاری و آب، سال دوم، شماره ۶.

صالح، ا.؛ شعبانی، ز.؛ باریکانی، ح. و یزدانی، س. ۱۳۸۸. بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفدهم، شماره ۶۶.

عربی، ز. و کاظمی، الف. ۱۳۹۳. تاثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران. فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش های شد و توسعه اقتصادی. سال پنجم، شماره هفدهم، ۱۱۱.

قلمباز، ف. و قلمباز، ف. ۱۳۹۲. مطالعه میزان تأثیر انتشار گاز دی اکسید کربن بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مطالعه موردی (کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه). اولین همایش ملی کاربرد علوم و فناوریهای نوین در کشاورزی و منابع طبیعی.

کاظمی، م.؛ فلاحی، م. و زین الیان، الف. ۱۳۹۲. بررسی اثر توسعه مالی بر انتشار گاز co2 در ایران. دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال بیستم، شماره ۶.

لطفعلی پور، م.؛ فلاحی، م. و بستام، م. ۱۳۹۱. بررسی مسائل زیست محیطی و پیش بینی انتشار دی اکسید کربن در اقتصاد ایران. فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۳، صفحات ۱۰۹-۸۱.

محمدزاده، پ.؛ بهبودی، د. و ابراهیمی، س. ۱۳۹۲. رابطه میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال دهم، شماره ۳۹، صفحات ۱۰۴-۷۷.

مهدوی عادلی، م. و قنبری، ع. ۱۳۹۲. تجریه و تحلیل رابطه همجمعی و علیت میان انتشار دی اکسیدکربن، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران. فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، سال دوم، شماره ۹، صفحات ۲۳۷-۲۱۷.

نوروزی، ر. و خسروی، م. ۱۳۸۹. چشمه ها و چاهک های انتشار گاز گلخانه ای متان و نقش آن در پدیده گرمایش جهانی. مجموعه مقالات چهارمین کنگره بین المللی جغرافیدانان جهان اسلام.

Alam, S.; Ambreeen, F. & Muhammad, B. 2007. Sustainable Development in Pakistan in the Context of Energy Consumption Demand and Environmental Degradation. Journal of Asian Economics, 18: 825-837. Institute, Troy. NY 19180, VSA

International Energy Agency. 2013, 12.

James, K. G. 2007. Global inequality and global macroeconomics. Journal of Policy Modeling, 29(4), 587-607.

Jeong, K. & Kim, S. 2013. LMDI Decomposition Analysis of Greenhouse Gas Emissions in the Korean Manufacturing Sector, Energy Policy 62: 1245-1253.

Kumar, A. 2011. Energy Consumption, CO2 Emission and Economic Growth: A Revisit of the Evidence India. Applied Econometrics and International Development Vol. 11-2.

Mustapa, S.I. & Bekhet, H.A. 2015. Investigating Factors Affecting CO2 Emissions in Malaysian Road Transport Sector. International Journal of Energy Economics and Policy. Vol 5, Issue 4. 2146-4553.

Ouattara, B. 2004. Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal. Mimeo University of Manchester.

Archive of SID

www.SID.ir

Ozturk, I. & Acaravci, A. 2013. The Long- Run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey, Journal of Energy Economics, 36, pp. 262-267.

Pesaran, M.H.; Shin, Y. & Smith, R.J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16(20), 289–326.

Wang, G.; Chen, X.; Zhang, Z. & Niu, CH. 2015. Influencing Factors of Energy-Related CO2 Emissions in China: A Decomposition Analysis. Sustainability, 7, 14408-14426.

Archive of SID

www.SID.ir