محیط شناسی، سال سی و پنجم، شمارهٔ ۵۲ زمستان ۸۸، صفحهٔ ۹۹-۱۱۰

بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ انتشار گاز CO_2 در ایران (کاربرد نظریهٔ زیست‌محیطی کوزنتس)

چکیده

ترکیب گازهای اتمسفر (CO_2، CH_4، N_2O، ...) به علت فعالیت‌های بشر با شتاب زیادی در حال تغییر است. عوامل مختلفی باعث افزایش بعضی ازآلاینده‌های خطرناک مثل دی اکسید کربن در محیط می‌شوند. بررسی عوامل مؤثر بر افزایش آلاینده‌های مذکور می‌تواند در برنامه‌ریزی برای کنترل و مدیریت آلاینده‌ها مؤثر واقع شود. بنابراین هدف اصلی این مطالعه، بررسی عوامل مؤثر بر میزان انتشار دی اکسید کربن (CO_2) در ایران در فاصلهٔ زمانی ۱۳۵۳ الی ۱۳۸۲ است. با این هدف، علاوه بر بررسی عوامل مؤثر بر انتشار، نظریه زیست‌محیطی کوزنتس نیز با توجه به رابطهٔ بین میزان انتشار و درآمد سرانه مورد بررسی قرار گرفت. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس نشان‌دهندهٔ رابطهٔ بلندمدتی بین میزان آلودگی (انتشار دی‌اکسیدکربن) و رشد اقتصادی (درآمد سرانه) است. این مدل بر این فرض استوار است که در مراحل اولیهٔ رشد اقتصادی کشور، کیفیت محیط زیست بدتر می‌شود ولیکن بعد از رسیدن به نقطه‌ای با عنوان نقطه چرخش، این وضعیت همراه با رشد اقتصادی بهبود خواهد یافت. مدل انتخابی برای بررسی عوامل مؤثر بر انتشار CO_2، با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده برای دورهٔ مورد مطالعه تخمین زده شد. نتایج مطالعه نشان داد که دو متغیر سهم ارزش افزوده بخش صنعت از GDP و تغییرات دما، اثر معنی‌داری بر میزان انتشار دارند. همچنین نتایج حاکی از وجود رابطه درجهٔ دوم بین درآمد سرانه و میزان انتشار است. به عبارت دیگر نظریهٔ زیست محیطی کوزنتس در ارتباط با انتشار CO_2 در ایران صادق است.

کلید واژه

انتشار دی‌اکسیدکربن، درآمد سرانه، نظریهٔ زیست‌محیطی کوزنتس، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده.

سرآغاز

با آغاز انقلاب صنعتی در سال ۱۸۳۰ و رشد روزافزون دانش بشری، تغییرات گوناگونی نیز در زندگی انسان رخ داده است. نیاز بشر به انرژی و مصرف انواع سوخت‌های فسیلی مانند زغال‌سنگ، نفت و گاز طبیعی باعث افزایش شدید موادی مانند دی‌اکسیدکربن (CO_2) و بخارآب (H_2O) در جوّ شده است. همچنین جمعیت کره زمین نیز روز به روز افزایش پیدا کرده و این افزایش جمعیت نیز خود پیامدهای گوناگونی به همراه داشته است. این تغییرات همگی باعث آن شده‌است که شرایط آب و هوایی و جوّ زمین نیز مانند دیگر قسمت‌های کرهٔ زمین از آسیب‌های انسان در امان نمانده و دستخوش دگرگونی‌هایی شود. پدیده تغییر آب و هوا که بیشتر مربوط به افزایش گازهای گلخانه‌ای در جو است از نمونه‌های بارز در این زمینه است (تقدیسیان و میناپور،۱۳۸۲). گازهای گلخانه‌ای به دو دسته اصلی[۱] که شامل CO_2، CH_4، N_2O، CFCs، PFCs، SF_6 و گازهای گلخانه‌ای فرعی[۲] شامل NOx، SO_2، CO و NMVOC تقسیم‌بندی شده‌اند. گازهای گلخانه‌ای اصلی اثر مستقیم گلخانه‌ای دارند درصورتی‌که گازهای گلخانه‌ای فرعی در اتمسفر زمین در واکنش‌هایی شرکت می‌کنند که منجر به تولید گازهای گلخانه‌ای اصلی می‌شوند (احدی، ۱۳۸۲). از بین گازهای گلخانه‌ای، CO_2 مهم‌ترین آنهاست و حدود ۶۰ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های بشر مربوط به

نویسنده مسئول: تلفن: ۰۹۱۳۸۰۴۲۳۳۱

E-mail: evaseghi@gmail.com

انتشار CO_2 است. منبع اصلی انتشار این گاز احتراق سوخت‌های فسیلی است که متأسفانه در حال حاضر ابزار اصلی تولید انرژی در نظام‌های اقتصادی صنعتی است. علاوه‌براین، وجود انرژی عامل اساسی نیل به توسعه اقتصادی است و بنابراین در کشورهای در حال توسعه شدیداً مورد نیاز است (دهقانیان و همکاران، ۱۳۷۴).

طی ۲۰۰ سال گذشته و بویژه در ۵۰ سال اخیر، انتشار گازهای گلخانه‌ای بشدت افزایش یافته است. برای نمونه در حال حاضر نسبت به پیش از انقلاب صنعتی، موجودی گازهای دی اکسید کربن و متان در جوّ ۳۰ و ۱۵۰ درصد افزایش داشته است و در این میان دی‌اکسیدکربنی که از سوخت‌های فسیلی منتشر می‌شود اصلی‌ترین گاز گلخانه‌ای انسان ساخت به شمار می‌رود (تقدیسیان و میناپور ،۱۳۸۲). شایان ذکر است که گزارش انتشار گازهای گلخانه‌ای در سال ۱۳۷۳ (سال مبنای کشورهای در حال توسعه برای ارائهٔ سیاهه گازهای گلخانه‌ای) از زیر بخش‌های مختلف کشور نیز حاکی از این مطلب است‌که بخش انرژی با ۸۴٪ بیشترین سهم را در میزان انتشار دی‌اکسیدکربن عهده‌دار بوده است(احدی، ۱۳۸۲). امروزه فعالیت‌های منتشرکنندهٔ گازهای گلخانه‌ای نقش بزرگی در اقتصاد دنیا دارند و زندگی پیشرفته امروزی بدون آنها غیر قابل تصور می‌کند. فعالیت‌های صنعتی و نیاز روزافزون به مصرف حامل‌های انرژی برای حصول به رفاه بیشتر باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده‌های هوا شده است، به‌طوری‌که غلظت دی‌اکسیدکربن در جوّ زمین از اوایل صنعتی شدن جهان تا کنون از $^3ppm_v$ ۲۰۰ به ppm_v ۳۰۰ افزایش یافته است (احدی، ۱۳۸۲). آنچه آمد به عنوان تهدیدی جدی برای آینده بشری، بررسی دقیق‌تر وضعیت آینده انتشار گازهای گلخانه‌ای و بخصوص دی‌اکسیدکربن در سطح کرهٔ زمین را امری ضروری می‌سازد.

متأسفانه علی‌رغم اهمیت این موضوع، تحقیقات اندکی در سطح کشور انجام گرفته است، به‌طوری‌که بیشتر مطالعاتی که در داخل کشور صورت گرفته به تشریح انواع پس‌خوراندهای گازهای گلخانه‌ای پرداخته‌اند (سیف، ۱۳۷۵)، و یا سهم زیربخش‌های مختلف در انتشار گازهای گلخانه‌ای کشور را بررسی کرده‌اند (عبدلی، ۱۳۷۶؛ احدی،۱۳۸۲). به عبارت دیگر به‌منظور بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و میزان انتشار مطالعه‌ای صورت نگرفته است.

البته شایان ذکر است که اکثر تحقیقات خارجی در زمینهٔ میزان انتشار دی‌اکسیدکربن، علاوه بر بررسی عوامل مؤثر بر انتشار، با استفاده از روش‌های متفاوت به بررسی چگونگی رابطهٔ بین رشد و انتشار نیز پرداخته‌اند. به‌طوری‌که Carlsson and Lundstrom, 2000 برای بررسی اثر درجهٔ آزادی اقتصادی بر روی میزان انتشار Co_2، یک مدل درجه سه را بررسی کردند. نتایج نشان داد که درجهٔ آزادی اقتصادی بر روی کیفیت محیطی در کشورهای با درآمد بالا اثر مثبت و در کشورهای با درآمد پایین اثر منفی دارد.

بر اساس نظر Roca و همکاران (2001) رابطهٔ بین سطح درآمد و انواع آلودگی‌ها به عوامل زیادی بستگی دارد و این نمی‌تواند فکر درستی باشد که رشد اقتصادی بتنهایی مسائل محیطی را حل خواهد کرد. بدین ترتیب در مقاله‌ای با عنوان رشد اقتصادی و آلودگی‌های اتمسفر در اسپانیا، روند انتشار سالیانه ۶ نوع آلودگی را در اسپانیا بررسی کردند و فقط آلودگی از نوع SO_2 به‌صورت تدریجی با فروض EKC سازگار شد.

Lindmark (2002) ، در بررسی منحنی کوزنتس (EKC)[۴] در یک نمای تاریخی، یک منحنی U معکوس برای انتشار CO_2 کشور سوئد در طول دورهٔ زمانی طولانی برآورد کرد که از سال ۱۸۷۰ شروع شده است. Wiener Abubourg (2005) ، نیز در مطالعهٔ خود به بررسی وجود یا عدم وجود منحنی کوزنتس به‌صورت تلفیقی بین کشورهای آمریکای لاتین پرداختند.

بعد از برآورد مدل، نقطهٔ چرخش در درجهٔ آزادی بالا و پایین به ترتیب ۵۲۲۰ و ۸۵۱۶ دلار به‌دست آمد. Friedl, and Getzner (2003) ، با هدف پیدا کردن ارتباط بین توسعهٔ اقتصادی و انتشار CO_2 به بررسی تعیین‌کننده‌های انتشار دی‌اکسیدکربن در یک اقتصاد باز (اتریش) پرداختند.

نتایج مطالعهٔ اخیر، یک رابطهٔ درجهٔ سوم (N شکل) را بین GDP و CO_2 در دورهٔ زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹نشان داد.

بنابر آنچه در بالا به آن اشاره شد به‌نظر می‌رسد که رشد و توسعهٔ اقتصادی و به دنبال آن افزایش روزافزون مصرف انرژی باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای خواهد شد. وقوع این پدیده در کشورهای مختلف باهم متفاوت است، به‌طوری‌که در بعضی از کشورها در دورهٔ زمانی طولانی خود رشد و توسعهٔ فناوری در آینده می‌تواند موجب کاهش انتشار شود، درحالی‌که در همهٔ کشورها چنین حالتی وجود نخواهد داشت.

این مهم انگیزه‌ای برای انجام این تحقیق بوده است و در این مطالعه علاوه بر بررسی عوامل مؤثر بر میزان انتشار، چگونگی ارتباط بین رشد و انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO_2) بررسی شد و با فروض منحنی محیطی کوزنتس (EKC) مقایسه شد.

نظریه و روش تحقیق

در این قسمت، عوامل تعیین‌کنندهٔ میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 در قالب مدل سری زمانی برای دورهٔ زمانی ۵۳-۱۳۸۲ در ایران مورد بحث قرار گرفته و در واقع با توجه به رابطهٔ بین درآمد سرانه و میزان انتشار این گاز، به بررسی فروض مدل زیست محیطی کوزنتس پرداخته شده است.

با هدف برآورد رابطهٔ بلند مدت بین متغیرها و با توجه به نتایج ایستایی، مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده در نظر گرفته شده است. آمار و اطلاعات مورد نیاز از آمارنامه‌های برنامه و بودجه، پایگاه اینترنتی سازمان هواشناسی کشور، ادارهٔ محیط زیست، ترازنامه‌های انرژی استخراج شد. به منظور تخمین مدل‌های مورد نظر و انجام آزمون‌های مربوط از بسته نرم افزاری Eviews 5 و Microfit 4.1 استفاده شد.

نظریهٔ زیست‌محیطی کوزنتس

آثار زیست‌محیطی رشد اقتصادی در سال‌های اخیر توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است و مقالات زیادی به‌منظور بررسی ارتباط بین تخریب محیطزیست و تولید ناخالص داخلی (GDP سرانه) ارائه شده برای نخستین بار کوزنتس ارتباطی را به صورت معکوس U شکل بین رشد درآمد و نابرابری درآمد ارائه داد که به عنوان منحنی کوزنتس شناخته می‌شود. وی نشان داد که به ازای افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمد نیز افزایش می‌یابد و پس از نقطه‌ای به نام نقطهٔ چرخش در واقع نابرابری درآمد شروع به کاهش می‌کند (Kuznets and Simon, 1995).

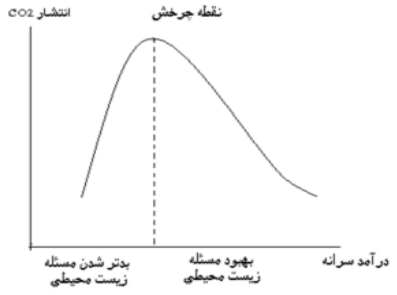
پس از آن اقتصاددانان علاقه‌مند به محیط زیست با استفاده از نظریهٔ ارائه شده توسط وی، ارتباط بین رشد درآمد و تخریب محیط زیست را با عنوان نظریهٔ زیست محیطی کوزنتس بررسی کردند.

در واقع منحنی محیطی کوزنتس(EKC) باید به عنوان پدیدهٔ بلند مدت مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت دیگر EKC مسیر توسعه یافته برای اقتصادی است که در طول زمان در حال رشد است. بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه در ارتباط با جنگل‌زدایی، آلودگی خاک، آلودگی رودخانه‌ها، آلودگی آب و آلودگی هواست و شواهد نشان می‌دهد که مطالعات کمی در رابطه با انتشار گازهای گلخانه‌ای، بویژه Co_2 صورت گرفته است.

به علت انتشار بیش از حد این گاز از بخش انرژی و سوختن سوخت‌های فسیلی، انتشار این گاز یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر گرم شدن جهانی شناخته شده است (Friedl, and Getzner, 2003). به نظر می‌رسد که بررسی داده‌های سری زمانی یک کشور در این رابطه خود می‌تواند باعث بررسی عواملی همچون سیاست‌های محیطی، توسعه روابط تجاری و شوک‌های برونزایی مانند شوک‌های نفت شود (Stern, et al., 1996).

منحنی زیست‌محیطی کوزنتس رابطهٔ غیرخطی (درجه دوم) بین کیفیت محیط زیست (در اینجا میزان انتشار CO_2) و رشد اقتصادی را بیان می‌دارد. این منحنی به‌طور عام به دنبال وجود، یا عدم وجود نقطهٔ چرخش[۵] است. اگر چنین رابطه‌ای وجود داشته باشد، شکل کلی تابع به‌صورت زیر است.

به‌منظور بررسی این روابط، شاخص محیطی (Co_2) را می‌توان با شاخص‌های مختلفی مانند انتشار سرانه، انتشار سرانه به ازای GDP، سطوح آلودگی و کل انتشار آلودگی بیان کرد. در این مقاله شاخص سطح انتشار کل در نظر گرفته شده است.



نمودار شمارهٔ (۱): نمودار زیست محیطی کوزنتس

باید توجه داشت که عوامل برونزای دیگری مثل درجهٔ آزادی اقتصاد، مصرف سوخت، قیمت سوخت و تغییرات ساختاری نیز می‌توانند بر شکل رابطه تأثیرگذار باشند.

با توجه به شرح کامل منحنی کوزنتس، مدل کاربردی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت به‌صورت زیر است:

$$CO\ 2_t = f(E_t, T_t, P_t, S_t) \qquad (۱)$$

$CO2_t$: میزان انتشار دی‌اکسیدکربن (از بخش انرژی) در زمان t،

E_t : درآمد سرانه واقعی (به قیمت ثابت ۱۳۷۶) در زمان t،

T_t : انحراف از میانگین دمای متوسط (سانتیگراد) ،

P_t : قیمت سوخت ،

S_t : سهم ارزش افزوده بخش صنعت از GDP در زمان t، به عنوان معیاری از تغییر ساختاری.

هدف اصلی منحنی کوزنتس بررسی رابطهٔ بین CO_2 و E_t است، ولی همان‌طورکه قبلاً نیز بیان شد باید عوامل دیگری نیز بر وجود این رابطه دخالت داشته باشند. با توجه به این‌که، نرخ بالای تغییر ساختاری

بخش لاینفک از فرایند رشد است و اجزای مهم این تغییر ساختاری عبارتند از: جابه‌جایی تدریجی فعالیت‌های اقتصادی از کشاورزی به صنعت و اخیراً، از صنعت به خدمات و با توجه به این‌که بیشترین میزان انتشار از بخش انرژی و سوخت است، دو متغیرP و S می‌توانند ارتباط انتشار CO_2 و ساختار اقتصاد ایران را آشکار سازند. در این مطالعه قیمت سوخت با توجه به میزان مصرف (v_i)، قیمت (p_i) و ارزش حرارتی خالص (NCV_i)[۶] سوخت‌های مختلف (بنزین، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره و متوسط سوخت جت) بر اساس رابطهٔ (۲) محاسبه شد و به عنوان معیاری از قیمت کل سوخت‌های مصرفی (P) مد نظر قرار گرفت. این رابطه برای هر سال به‌طور جداگانه محاسبه و در مدل اصلی وارد شد.

$$P = \Sigma\left[\left(\frac{\left(v_i \times NCV_i\right)}{\Sigma\left(v_i \times NCV_i\right)}\right) \times p_i\right] \qquad (۲)$$

آخرین متغیری که در این الگو در نظر گرفته شده انحراف از میانگین دمای متوسط است. هدف از وارد کردن این متغیر بررسی غیرمستقیم مصرف انرژی است، بنابراین به علت مصرف بالای انرژی در فصل زمستان برای گرماسازی، در این مطالعه از انحراف از میانگین دمای زمستان برای نشان دادن این عامل استفاده شده است. پیش‌بینی می‌شود که در فصل زمستان با کاهش دما، میزان مصرف سوخت افزایش یابد و در واقع به دنبال آن میزان انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش پیدا کند.

با توجه به متغیرهای شرح داده شده، چگونگی ارتباط بین انتشار و رشد اقتصادی بررسی خواهد شد. البته شایان ذکر است که هدف اصلی این مطالعه این است که آیا فروض منحنی کوزنتس برای انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران صدق می‌کند یا نه؟ در این راستا به منظور برآورد رابطهٔ بلند مدت بین متغیرهای الگو از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شده است. علت و چگونگی استفاده از این مدل در مباحث بعدی ارائه شده است.

مباحث اقتصاد سنجی الگوی ARDL[۷]

به منظور پرهیز از برآورد رگرسیون کاذب[۸] لازم است تمام متغیرهای مورد استفاده در الگو از درجهٔ ایستایی یکسانی برخوردار باشند. حال اگر برخی از متغیرها در سطح ایستا باشند و برخی دیگر با تفاضل‌گیری ایستا شوند، باز هم می‌توان متغیرها را در برآورد رگرسیون استفاده کرد. با این حال هرچند که ایستایی متغیرها را می‌توان با تفاضل‌گیری تأمین کرد ولی رگرسیون به‌دست آمده نشان‌دهندهٔ رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها نخواهد بود. یکی از روش‌های مناسب برای تحلیل روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، رهیافت ARDL است (Pesaran, and Pesaran, 1997). در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها، که در روش انگل گرانجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت در مدل را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین، تخمین‌های روش ARDL، به‌دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، ناریب و کارا هستند (Siddiki, 1999). با توجه به مطالب ارائه شده، مدل ARDL $(p,q_1,q_2,\ldots,q_k)$ به صورت زیر است (رابطهٔ ۳):

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,P)x_{it} + u_t,\ i=1,2,..k$$

α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۴)$$

بنابراین:

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha L^1 - \ldots - \alpha_p L^p \qquad (۵)$$
$$\beta_i(L,P) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots + \beta_{iq}L_i^q$$

x_{it} ، i امین متغیر مستقل است.

برای تخمین رابطهٔ بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحلهٔ اوّل وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیلهٔ تئوری بیان می‌شود، بررسی می‌شود. اگر وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها اثبات شد، مشخصه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در مرحلهٔ دوم مورد تخمین قرار می‌گیرند. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرها برقرار است:

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} = \ldots = x_{i,t-q} \qquad (۶)$$

$$y_t = y_{t-1} = \ldots = y_{t-q}$$

به‌طوری‌که، $X_{i,t-q}$ ، q امین وقفه مربوط به i امین متغیر است. رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^{k}\beta_i x_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)} \qquad (۷)$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q}\beta_{ij}}{\alpha(1,p)} \quad , \quad v_t = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \qquad (۸)$$

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. معادلهٔ تصحیح خطای مدل ARDL نیز به صورت زیر است:

(۹)

$$\Delta y_t = -\Delta\hat{\alpha}_0 - \sum_{i=2}^{P}\hat{\alpha}_j\Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^{k}\hat{\beta}_{i0}\Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{i=0}^{q}\hat{\beta}_{i,t-j}\Delta x_{i,t-j} - \alpha(1,p)ETC_{t-1} + u_t$$

ECT جزء تصحیح خطا بوده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۰)

$$ECT = y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_i x_{it}$$

در روابط فوق، Δ عملگر اولین تفاضل، $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورد شده از معادله (۳) هستند. $\alpha(1,p)$ ضریب جمله تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان توسط ضابطه‌های آکائیک[۹]، شوارتز-بیزین[۱۰] و حنان کوئین[۱۱] تعیین کرد. (ترکمانی و پریزن، ۱۳۸۴). یکی از روش‌های آزمون وجود رابطهٔ بلند مدت، مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[۱۲] در سطح اطمینان مورد نظر است که با استفاده از آن می‌توان به وجود، یا عدم وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی‌برد (نوفرستی، ۱۳۷۸). برای این تست فرضیهٔ صفر (H_0 = عدم وجود رابطهٔ بلندمدت) با آماره محاسباتی زیر آزمون می شود:

(۱۱)

$$t = \frac{\Sigma\left(\hat{\alpha}_i - 1\right)}{\Sigma S\hat{\alpha}_i}$$

$\hat{\alpha}_i$: ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته در مدل اصلی برای تعیین بهترین مدل رگرس شده است

$S\hat{\alpha}_i$: انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته

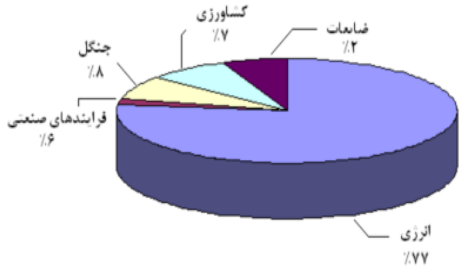
برای تصمیم‌گیری درمورد پذیرفتن، و یا نپذیرفتن فرض صفر، آمارهٔ محاسباتی را با مقادیر بحرانی جداول ECM مقایسه کرده و در صورتی‌که مقدار محاسباتی از مقدار بحرانی بزرگتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطهٔ بلند مدت رد می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

نتایج و بحث

در این بخش ابتدا به‌طور خلاصه، مروری بر وضعیت انتشار Co_2 از بخش‌های اقتصادی ایران شده و سپس در قالب داده‌های سری زمانی، نظریهٔ کوزنتس (EKC) در ایران بررسی شد.

وضعیت انتشار دی اکسید کربن از بخش‌های مهم اقتصاد ایران

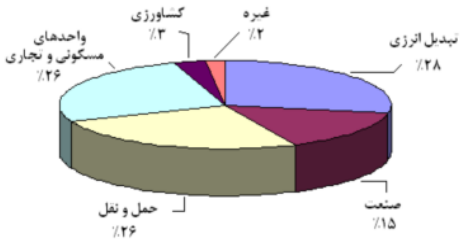
اگر کل اقتصاد به بخش‌های کشاورزی، جنگل، فرایندهای صنعتی، انرژی و ضایعات تقسیم شود، نمودار شمارهٔ (۲) سهم هر یک از این بخش‌ها را در تولید و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن نشان می‌دهد. همان‌طورکه از نمودار شمارهٔ (۲) پیداست بخش انرژی با ۷۷٪ بیشترین سهم و بخش فرایندهای صنعتی با ۶٪ کمترین سهم را در انتشار کل دی‌اکسیدکربن بر عهده دارند. با توجه به اهمیت بخش انرژی در تولید گازهای گلخانه‌ای، این بخش مبنای اصلی این مطالعه قرار گرفته است. نتایج محاسبات نشان می‌دهد که کل انتشار دی‌اکسیدکربن در سال ۱۳۸۲ از بخش انرژی کشور ۳۷۱۳۰۷ هزار تن بوده و نسبت به سال ۱۳۷۳ (۲۵۷۷۱۵ هزار تن) حدود ۳۰ درصد افزایش داشته است.



نمودار شمارهٔ (۲): سهم بخش‌های مختلف در کل معادل Co_2 انتشاری کشور در سال ۱۳۷۳

نمودارهای (۳) و (۴) سهم زیر بخش‌ها انرژی از انتشار دی‌اکسیدکربن در سالهای ۱۳۷۳ و ۱۳۸۲ را نشان می‌دهند.

نمودار شمارهٔ (۳): سهم زیر بخش‌های مختلف بخش انرژی در انتشار دی اکسید کربن در سال ۱۳۷۳



نمودار شمارهٔ (۴): سهم زیر بخش‌های مختلف بخش انرژی در انتشار دی اکسید کربن در سال ۱۳۸۲

مقایسهٔ سهم زیر بخش‌های مختلف از انتشار دی‌اکسیدکربن نشان می‌دهد که سهم زیر بخش تبدیل انرژی از کل انتشار دی‌اکسیدکربن در سال ۱۳۷۳ نسبت به سال ۱۳۸۲ از ۲۵٪ به ۲۸٪ و سهم بخش حمل و نقل نیز از ۲۳٪ به ۲۶٪ افزایش یافته است در صورتی‌که سهم بخش کشاورزی از ۵٪ به ۳٪ و صنعت نیز از ۱۹٪ به ۱۵٪ کاهش یافته است.

برآورد منحنی کوزنتس برای ارزیابی انتشار گاز CO_2

در این مطالعه برای بررسی فروض کوزنتس از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. بر همین اساس برای تعیین مدل، بررسی ایستایی داده‌ها لازم و ضروری است. برای آزمون ایستایی داده‌های سری زمانی از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته در قالب روش نه مرحله‌ای استفاده شد. استفاده از روش دیکی–فولر بر این فرض استوار است که جملات خطا دچار خودهمبستگی نیستند. اما وقتی جملات خطا دارای خودهمبستگی باشند، دیگر نمی‌توان از این روش استفاده کرد، زیرا در این حالت توزیع حدی و کمیت‌های بحرانی به دست آمده توسط دیکی–فولر صادق نیست، بنابراین برای انجام این آزمون ابتدا وقفهٔ بهینه تعیین شد. این آزمون برای تک تک متغیرهای مورد مطالعه بررسی شد و نتایج در جدول شمارهٔ (۱) نشان داده شده است.

جدول شمارهٔ (۱): نتایج انجام آزمون ایستایی

نام متغیر	مقدار آماره	تعداد وقفه بهینه	درجه همگرایی	نتیجه
CO2	(-۵/۱۳۱) **	۰	I(1)	فرایند تفاضل مرتبهٔ اوّل پایا، با مقدار ثابت
E	(-۴/۵۹۹) **	۰	I(0)	فرایند پایا، با مقدار ثابت
E2	(-۱/۷۳۸) *	۰	I(0)	فرایند پایا، بدون مقدار ثابت
S	(-۵/۷۳۱) **	۰	I(1)	فرایند تفاضل مرتبهٔ اوّل پایا، با مقدار ثابت
T	(-۴/۰۲۱) **	۲	I(1)	فرایند تفاضل مرتبهٔ اوّل پایا، با مقدار ثابت
p	(-۴/۴۸۹) **	۰	I(0)	فرایند پایا، با مقدار ثابت

*و ** به ترتیب مبین معنی دار بودن در سطح ۱۰، ۵ درصد است. (منبع : یافته‌های تحقیق)

بر اساس نتایج حاصل از جدول شمارهٔ (۱)، متغیرهای E (درآمد سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیون ریال)، E2 (توان دوم درآمد سرانه) و p (قیمت سوخت (ریال) در سطح ایستا به‌دست آمدند، درحالی‌که متغیرهای CO2 (انتشار دی‌اکسیدکربن (میلیون تن) ، S (سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی (درصد) و T (انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان (سانتیگراد) دارای ریشه واحد هستند و در واقع فرایند تفاضل مرتبهٔ اوّل این متغیرها ایستا به‌دست آمده است. بنابراین برای برآورد مدل نهایی نمی‌توان از روش OLS استفاده کرد و بنابراین روش ARDL ترجیح داده شد.

انتخاب مدل پویا

از نتایج آزمون ایستایی جدول شمارهٔ (۱) ملاحظه می‌شود، متغیرهای مورد استفاده ایستا از مرتبهٔ یک و صفر هستند. بدین ترتیب برای بررسی روابط بلند مدت و پویای کوتاه مدت از الگوی خودتوضیح با وقفهٔ گسترده *ARDL* استفاده می‌شود.

نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل برای رابطهٔ (۱) در جدول شمارهٔ (۲) خلاصه شده است. با توجه به محدود بودن دورهٔ زمانی مورد مطالعه، برای تعیین تعداد وقفهٔ بهینهٔ متغیرهای الگو از معیار شوارتز–بیزین استفاده شد. نتایج برآورد نشان داد که با توجه به معیار شوارتز بیزین مدل پویا به‌صورت ARDL(1,1,0,0,2,2) انتخاب می‌شود. همچنین آزمون‌های آسیب‌شناسی تمامی فروض کلاسیک را تأیید می‌کند و هیچ گونه مشکلی از نظر خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و خطای تصریح ندارد و آزمون نرمال بودن نیز نشان‌دهندهٔ نرمال بودن اجزای اخلال است. نتایج آزمون‌های پیش‌گفته در جدول شمارهٔ (۳) نشان داده شده است. بر اساس جدول شمارهٔ (۳)، آمارهٔ F حاکی از معنی‌داری کل تابع است. ضریب تعیین مدل، ۰/۹۹به‌دست آمده است، به عبارتی گویای آن

است که حدود ۹۹ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود.

در واقع مدل ارائه شده در جدول شمارهٔ (۲) برای تعیین وقفهٔ بهینه و به عبارت دیگر تعیین مدل اصلی، بررسی شده است و همان‌طورکه مشاهده می‌شود تمامی ضرایب به‌غیر از T و P معنی‌دار به‌دست آمده است و با توجه به معنی‌داری این تابع وپیش‌بینی بودن علامت ضرایب، این مدل به عنوان بهترین مدل انتخاب شد و در ادامهٔ روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. شایان ذکر است که با توجه به هدف اصلی این مطالعه (پیدا کردن رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای)، با تشخیص عوامل تعیین کنندهٔ انتشار به بررسی چگونگی رابطه پرداخته شد.

جدول شمارهٔ (۲): نتایج برآورد مدل پویا ARDL(1,1,0,0,2,2)

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار
C	مقدار ثابت	-۶۱/۰۴۷***	۱۶/۱۷۹
CO2 (-1)	انتشار دی اکسید کربن با یک وقفه	۰/۸۴۵***	۰/۰۴
E	درآمد سرانه	۳۱/۱۳۴***	۶/۰۵
E(-1)	درآمد سرانه با یک وقفه	-۷/۱۷۸***	۲/۱۴
E2	توان دوم درآمد سرانه	-۱/۶۸۴***	۰/۴۹
S	سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی	۳/۸۷۳***	۱/۲۷
T	انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان	-۱/۰۲۹	۰/۸۹
T(-1)	انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان با یک وقفه	-۱/۵۸۷*	۰/۸۴
T(-2)	انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان با دو وقفه	-۱/۳۵۰	۰/۸۰
P	قیمت سوخت	-۲۴/۳۷۴	۲۳/۳۸
P(-1)	قیمت سوخت با یک وقفه	۵۹/۸۳۰*	۲۹/۸۶
P(-2)	قیمت سوخت با دو وقفه	-۵۴/۸۳۱**	۱۹/۸۸

*و ** و*** به ترتیب مبین معنی دار بودن در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. (منبع : یافته‌های تحقیق)

جدول شمارهٔ (۳): نتایج آزمون‌های موجود در مدل پویا

تست‌های انجام شده	آمارهٔ محاسباتی	وضعیت
معنی‌داری کل تابع	$F = ۷۶۰/۰۳$ (۰/۰۰۰)	معنی دار
ضریب تعیین	$R^2 = ۰/۹۹$	
خود همبستگی	$DW = ۲/۰۷$	عدم خودهمبستگی
نرمال بودن جمله پسماند	$\chi^2 = ۰/۸۹۱$ [۰/۶۴۰]	نرمال
واریانس ناهمسانی	$F = ۰/۵۹۸$ [۰/۷۷۲]	واریانس همسانی

(منبع : یافته‌های تحقیق)

برآورد رابطهٔ بلند مدت بین متغیرهای مدل EKC

اکنون با استفاده از این نتایج، فرضیه وجود، یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل آزمون می‌شود. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفهٔ مربوط به متغیر وابسته در مدل پویا جدول شمارهٔ (۲) کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین برای این آزمون با توجه به این‌که ضابطهٔ SBC تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته را فقط یک وقفه انتخاب کرده است، فرضیه‌های مورد نظر با توجه به رابطهٔ (۱۱) ، مورد آزمون قرار گرفت و آمارهٔ t با توجه به این رابطه ۳/۸۷۵- به‌دست آمد. از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) برابر با ۳/۸۲- (معنی‌داری در سطح ۱۰٪) است، فرضیه صفر را رد کرده و نتیجه نشان می‌دهد که رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل کوزنتس در ایران وجود دارد. بر همین اساس رابطهٔ بلندمدت برآورد شده به‌صورت جدول شمارهٔ (۴) است .

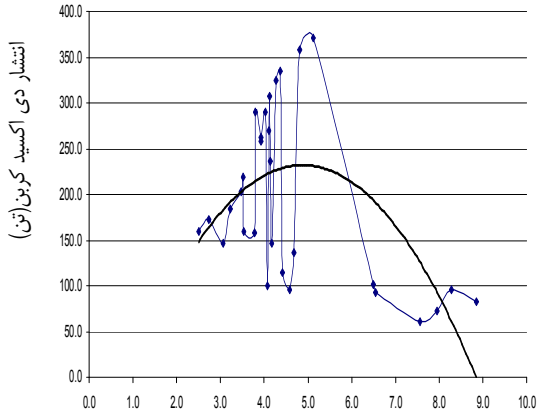
جدول شمارهٔ (۴): نتایج حاصل از برآورد رابطهٔ بلندمدت مدل ARDL(1,1,0,0,2,2)

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار
C	مقدار ثابت	۳۹۳/۹۷۵ ***	۹۴/۹۵
E	درآمد سرانه	۱۵۴/۵۹۸ ***	۴۴/۳۱
E2	توان دوم درآمد سرانه	-۱۰/۸۷۱ **	۳/۷۲
S	سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی	۲۴/۹۹۴ ***	۳/۶۰
T	انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان	-۲۵/۵۹۷ **	۱۳/۴۶
P	قیمت سوخت	-۱۲۵/۰۴۰ [*]	۸۹/۳۰

[*]، *، ** و*** به ترتیب مبین معنی دار بودن در سطح ۱۱، ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

(منبع : یافته‌های تحقیق)

بر طبق نتایج جدول شمارهٔ (۴)، علامت ضریب متغیر درآمد سرانه، مثبت و علامت ضریب متغیر مجذور درآمد سرانه، منفی است که نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ درجهٔ دوم و به شکل U معکوس بین رشد و انتشار است. در واقع این رابطهٔ تأییدی بر وجود فروض کوزنتس در ایران است و نشان می‌دهد که با افزایش درآمد سرانه ابتدا میزان انتشار CO_2 افزایش می‌یابد و بعد از نقطه‌ای به نام نقطهٔ چرخش میزان انتشار با افزایش درآمد سرانه، کاهش می‌یابد. در این مطالعه نقطهٔ چرخش منحنی برابر با ۷/۱۱ میلیون ریال به‌دست آمده است. بررسی درآمد سرانهٔ واقعی (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) در سالهای قبل و بعد از انقلاب نشان می‌دهد که در واقع نقطهٔ چرخش در سالهای قبل از انقلاب وجود داشته است و بعد از سال ۱۳۵۷ این نقطه هنوز به وقوع نپیوسته است و می‌توان چنین استنباط کرد که با افزایش درآمد سرانه بیشتر از ۷/۱۱ میلیون ریال، میزان انتشار کاهش می‌یابد و این نتیجه مؤید آن است که همیشه رشد اقتصادی یک کشور موجب تخریب محیط زیست نمی‌شود بلکه گاهی می‌تواند باعث کاهش میزان انتشار نیز شود. این مسئله در رابطه با اقتصاد ایران و به کمک داده‌های مورد استفاده در این مطالعه در نمودار شمارهٔ (۵) نشان داده شده است. افزون بر این، ملاحظه می‌شود که سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان انتشار دارد و در واقع مبین این واقعیت است که تغییر ساختاری اقتصاد، یعنی رشد بخش صنعت سبب افزایش میزان انتشار می‌شود.



نمودار شمارهٔ (۵) : ارتباط بین انتشار دی اسید کربن و درآمد ملی در ایران

علامت ضریب متغیر انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان مطابق پیش‌بینی (منفی) و معنی دار است و این نتیجه نشان می‌دهد که هرچه دمای فصل زمستان از متوسط دمای زمستان بیشتر باشد، برای گرم گردن اماکن انرژی کمتری مورد نیاز است و در واقع با مصرف انرژی کمتر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن نیز کاهش می‌یابد. در ضمن متغیر قیمت سوخت نیز اثری منفی را بر میزان انتشار نشان می‌دهد. البته شایان ذکر است که اثر این متغیر در سطح ۱۱ درصد معنی‌دار است و این خود حاکی از حساسیت کم میزان انتشار CO_2 به تغییر قیمت سوخت است.

در اینجا می‌توان چنین استنباط کرد که به دنبال افزایش قیمت سوخت، تقاضای آن کاهش پیدا می‌کند و این خود می‌تواند به‌طور غیر مستقیم بر میزان انتشار دی اکسید کربن اثری منفی داشته باشد.

برآورد رابطهٔ کوتاه مدت بین متغیرهای مدل EKC

به منظور بررسی روابط کوتاه مدت میان انتشار دی‌اکسیدکربن و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده شد. در تحلیل‌های هم انباشتگی روابط کوتاه‌مدت میان متغیرها بر اساس سازوکار یا الگوی تصحیح خطا (ECM) مورد بررسی قرار می‌گیرد. این الگوها نوسان‌ها، یا تغییرات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند.

بنابراین در الگوی ECM، جملهٔ تصحیح خطا که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است نیز (علاوه بر تفاضل متغیرها) لحاظ می‌شود. ضریب این متغیر (ECM) در مدل کوتاه مدت، سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد وپیش‌بینی می‌شود که علامت آن منفی باشد. نتیجهٔ برازش الگوی کوتاه‌مدت تعیین کننده‌های انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران در جدول شمارهٔ (۵) فراهم آمده است. نتایج به‌دست آمده از الگوی تصحیح خطا، مشابه با نتایج به‌دست آمده از رابطهٔ بلند مدت در میان متغیرهای الگو است.

با این تفاوت که نتایج به‌دست آمده از رابطهٔ کوتاه‌مدت در میان متغیرهای الگو نشان‌دهندهٔ تأثیر کمتر این متغیرها بر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن است و همچنین تفاضل مرتبهٔ اوّل متغیر قیمت سوخت در کوتاه مدت معنی دار به‌دست نیامده است.

لازم به ذکر است که با توجه به وقفه بهینه مدل پویا، در مدل کوتاه مدت علاوه بر تفاضل مرتبهٔ اول تمامی متغیرها، تفاضل مرتبهٔ دوم متغیرهای دما و قیمت سوخت نیز به مدل اضافه شده‌اند و همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد هر دو در سطوح مختلف معنی‌دار شده‌اند. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود ضریب جملهٔ تصحیح خطای برآورد شده، معنی‌دار و علامت آن قابل پیش‌بینی (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۱۵- برآورد شده است و می‌توان چنین استنباط کرد که در هر سال ۰/۱۵ از عدم تعادل یک دوره در مدل در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر سیاست‌های زیست‌محیطی در قالب کنترل دی‌اکسیدکربن حدود ۶ سال طول می‌کشد تا اثر کامل خود را بر اقتصاد ایران آشکار کند. بنابراین تعدیل به سمت تعادل هر چند با سرعت کم، ولی صورت می‌گیرد.

جدول شمارهٔ (۵) : نتایج برگرفته از مدل تصحیح خطا (ECM)

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار
dC	تفاضل مرتبهٔ اوّل مقدار ثابت	-۶۱/۰۴۷***	۱۶/۱۷
dE	تفاضل مرتبهٔ اوّل درآمد سرانه	۳۱/۱۳۳***	۶/۰۵
dE2	تفاضل مرتبهٔ اوّل توان دوم درآمد سرانه	-۱/۶۸***	۰/۴۹
dS	تفاضل مرتبهٔ اوّل سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی	۳/۸۷۲***	۱/۲۷
dT	تفاضل مرتبهٔ اوّل انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان	-۱/۰۲۹**	۰/۸۹
dT1	تفاضل مرتبهٔ دوم انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان	۱/۳۵[*]	۰/۸۰
dP	تفاضل مرتبهٔ اوّل قیمت سوخت	۲۴/۳۷۴	۲۳/۳۸
dP1	تفاضل مرتبهٔ دوم قیمت سوخت	۵۴/۸۳۱**	۱۹/۸۸
ECM (-1)= (-۰/۱۵۵)***			
R^2 = ۰/۷۹	DW = ۲/۰۷		

[*]، *، ** و*** به ترتیب مبین معنی‌دار بودن در سطح ۱۱، ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

رشد و توسعهٔ اقتصادی و به دنبال آن افزایش روزافزون مصرف انرژی باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای خواهد شد. وقوع این پدیده در کشورهای مختلف باهم متفاوت است، به‌طوری‌که در بعضی از کشورها در دورهٔ زمانی طولانی خود رشد و توسعهٔ فناوری در آینده می‌تواند موجب کاهش انتشار شود، درحالی‌که در همه کشورها چنین حالتی وجود نخواهد داشت. بنابراین با توجه به اهمیت انتشار گازهای گلخانه‌ای در هر کشور و تأثیر بسزای رشد اقتصادی بر میزان انتشار، مطالعهٔ حاضر در قالب داده‌های سری زمانی به مطالعهٔ چگونگی ارتباط بین رشد و انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO2) در ایران پرداخته است. برای این منظور نتایج برآورد مدل با فروض منحنی محیطی کوزنتس (EKC) مقایسه شد.

بر این اساس ضمن تشریح آزمون ایستایی، عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در ایران به‌وسیلهٔ مدل ARDL بررسی شد. نتایج حاصل از برآوردهای کوتاه‌مدت نیز مشابه نتایج بلندمدت است. با این تفاوت که نتایج به‌دست آمده از رابطهٔ کوتاه مدت در میان متغیرهای الگو نشان‌دهندهٔ تأثیر کمتر این متغیرها بر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن است.

بر اساس یافته‌های تحقیق، متغیرهای درآمد سرانه و توان دوم آن، سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی و انحراف از میانگین دمای متوسط زمستان از عوامل تأثیرگذار بر میزان انتشار شناخته شدند. همچنین علامت ضریب متغیر درآمد سرانه، مثبت و علامت ضریب متغیر مجذور درآمد سرانه، منفی به‌دست آمد که بیانگر وجود رابطهٔ درجه دوم و به شکل U معکوس بین رشد و انتشار است. در واقع این رابطه تأییدی بر وجود فروض کوزنتس در ایران است و نشان می‌دهد که با افزایش درآمد سرانه ابتدا میزان انتشار CO_2 افزایش می‌یابد و بعد از نقطه‌ای به نام نقطهٔ چرخش (۷/۱۱ میلیون ریال) میزان انتشار با افزایش درآمد سرانه، کاهش می‌یابد.

این نتیجه مؤید آن است که همیشه رشد اقتصادی یک کشور باعث تخریب محیط زیست نمی‌شود بلکه گاهی می‌تواند موجب کاهش میزان انتشار نیز شود.

افزون بر این، ملاحظه می‌شود تغییر ساختاری اقتصاد و نیز مصرف زیاده از حد سوخت می‌تواند بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای اثرمثبت داشته باشد، و یا به به طور غیر مستقیم افزایش قیمت سوخت می‌تواند موجب کاهش میزان انتشار شود.

با توجه به یافته‌های تحقیق، موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

همان‌طور که نتایج این مطالعه نشان می‌دهد مصرف انرژی باعث افزایش انتشار می‌شود، بنابرین توصیه می‌شود که برنامهٔ صرفه‌جویی در مصرف انرژی‌ها را در رأس اهداف خود قرار داده و در این زمینه لازم است برنامه‌ریزی‌ها و عملیات اجرایی گسترده و فراگیر به‌منظور استفاده از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، انرژی باد و انرژی جذر و مد و همچنین انرژی حاصل از نیروگاههای آبی در مناطق وسیعی از کشور که به‌طور مؤثر ممکن است مورد توجه و حمایت دولت قرار گیرد. از آنجاکه سهم بخش صنعت از کل اقتصاد ایران در انتشار دی اکسید کربن بر اساس تابع برآوردی مثبت و معنی دار شده، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های زیست‌محیطی به‌منظور کنترل آلودگی‌ها در بخش صنعتی کشور با تأکید بیشتری دنبال شود.

این مهم، بویژه در فناوری ساخت و واردات ماشین‌آلات بخش صنعت باید مورد توجه گیرد. به عبارت دیگر حرکت به سمت فناوری‌های دوستدار محیط زیست و اعمال سیاست‌های کنترلی بر بخش صنعت توصیه می‌شود.

تشکر و قدردانی

این تحقیق حاصل قسمتی از رسالهٔ کارشناسی ارشد با عنوان بررسی انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران و آثار اقتصادی تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی است.

بدین وسیله مراتب سپاسگزاری محققان از کارشناسان سازمان حفاظت محیط زیست و بویژه آقای مهندس محمد صادق احدی، برای راهنمایی‌های سازنده و دیدگاههای ارزندهٔ ایشان ابراز می‌شود.

یادداشت‌ها

1- Direct
2- Indirect
۳- قسمت در میلیون در واحد حجم
4- Environmental Kuznets Curve
5-Turning Point
6- Net Calorific Value
7- Auto-Regressive Distributed Lag
8- Spurous Rrgression
9-Akike Informaton Criterion
10- Schwarts Bayesian Criterion
11- Hannan- Quinn Criterion
12-Benerjee, Dolado & Master

منابع مورد استفاده

احدی، م. ۱۳۸۲. تحلیلی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای از زیربخش‌های مختلف کشور. مرکز تحقیقات زیست محیطی سازمان حفاظت محیط زیست، دفتر طرح ملی آب و هوا.

ترکمانی، ج. ، و. پریزن. ۱۳۸۴. اثرهای سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی. فصلنامهٔ بانک و کشاورزی. شمارهٔ ۸. صفحات ۲۹ تا ۴۴.

تقدیسیان، ح ، س. میناپور. ۱۳۸۲. تغییر آب و هوا، آنچه باید بدانیم. تهران: انتشارات مرکز تحقیقات زیست محیطی سازمان حفاظت محیط زیست، دفتر طرح ملی آب و هوا.

دهقانیان، س.، ع. کوچکی و ع. کلاهی اهری. ۱۳۷۴. اقتصاد محیط زیست. مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

سیف، ع. ۱۳۷۵. نقش مکانیسم پسخوراند گازهای گلخانه‌ای در تغییرات اقلیمی. نهمین سمینار ژئوفیزیک ایران، تهران: دانشگاه تهران.

عبدلی، ع. ۱۳۷۶. برآورد میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران. نخستین همایش ملی انرژی ایران (مباحث استراتژیک انرژی)، تهران، صفحات ۴۱ تا ۵۵.

نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات سمت.

Carlsson,F. and S. ,Lundstrom .2000. Political and economic Freedom and the environment: The case of Co_2 emissions. Working Paper in Economic, Department of economics, Sweden: Goteborg University. No. 29.

Friedl,B. and M.,Getzner. 2003. Determinants of emission in a small open economy. Ecological Economics, Vol. 45, pp. 133-148.

Kuznets,P. and P.,Simon . 1995. Economic growth and income inequality. American Economic Review, 7: 45-55.

Lindmark,M. 2002. An EKC-pattern in historical perspective: carbon dioxide emissisns, technology, fuel prices and growth in Sweden. Ecological Economics, 42: 333-347.

Pesaran, M.H. and B.,Pesaran . 1997. Working with Microfit 4. : An introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.

Roca,J.and et al .2001. Economic growth and atmospheric pollution in Spania: discussion the environmental Kuznets Curve hypothesis. Ecological Economics, 39: 85-99.

Siddiki,J.U. 1999. Economic liberalization and growth in Bangladesh: 1974-75, PhD Thesis, Kingston University, UK.

Stern,D.I., M.S.,Common and E.B.,Barbier .1996. Economic growth and environmental degradation: the Environmental Kuznets Curve and sustainable development. World Dev. 24: 1151-1160.

Wiener Abubourg,R., D.,Good and K.,Krutilla .2005. Environmental Kuznets curves for Co2 emission in Latin America and Caribbean: A multivariate contingency Approach. 13th EAERE Annual Conference, 25 June 2005.