علـوم محـیـطی سال هفتـم، شمـاره اول، پـاییـز ۱۳۸۸
ENVIRONMENTAL SCIENCES Vol.7, No.1 , Autumn 2009
۱۶۱-۱۷۲

بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO2 در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس

سمیه امیرتیموری*، صادق خلیلیان

گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

چکیده

در دهه‌های اخیر که مخاطرات زیست محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی به یک موضوع بحث برانگیز تبدیل شده است؛ برخی معتقدند برای دستیابی به محیط‌زیست سالم‌تر، کاهش آلودگی و ریشه‌کن کردن فقر، رشد اقتصادی لازم است. در اقتصاد محیط‌زیست، رابطه به شکل U معکوس بین درآمد سرانه و آلودگی به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) معروف است. لذا در این مطالعه به بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای عضو اوپک پرداخته شد. CO_2 به عنوان یک آلاینده انباره برای آزمون فرضیه (EKC) مورد استفاده قرار گرفت. بررسی با استفاده از داده‌های ترکیبی (پانل) دوره 2006-2001 انجام شد. نتایج آزمون ایستایی نشان داد که متغیرهای مدل ناایستا می‌باشند. لذا برای بررسی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها، آزمون هم‌انباشتگی پدرونی انجام شد. نتایج این آزمون وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید کرد. بر اساس آزمون هاسمن نیز مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی پذیرفته و منحنی زیست‌محیطی کوزنتس تخمین زده شد. بر اساس نتایج به‌دست آمده فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای عضو اوپک پذیرفته نشد و در واقع میزان انتشار CO_2 در این کشورها در فرآیند رشد اقتصادی به‌طور مستمر افزایش می‌یابد.

کلید واژه‌ها: منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، انتشار گاز CO_2، کشورهای عضو اوپک، داده‌های ترکیبی.

An Investigation of Economic Growth and Carbon Dioxide (CO_2) Emissions in OPEC Countries: the Environmental Kuznets Curve Approach

Somaieh Amirtaimoori*, Sadegh Khalilian

Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University

Abstract

It has been a controversial issue in recent decades that economic activities may put the environment in serious danger. Some believe that moving toward a healthier (more uncontaminated) and less polluted environment and also uproot poverty requires economic growth. In environmental economy, the relation between pollution and per capita income, which is the shape of a reverse U, is known as "Environmental Kuznets Curve", EKC. In this study the application of Kuznets Curve to OPEC countries has come under investigation. For the theory test, CO_2 has been employed as a stock polluter. The investigation has been performed using the panel data of the time period between 1985 and 2006. The results of the stationary test have revealed that the variables are non-stationary. Therefore, in order to study the existence of co-integration between variables, a Pedroni test of co-integration has been performed. The results of this test confirmed that a long term relationship existed between the variables. Also, between random effect model and the fixed effect model, the latter was accepted according to the Hasman test and the Kuznets Curve was estimated. The results rejected the Environment Kuznets Curve theory for OPEC countries and, as a matter of fact, the quantity of the CO_2 gas disseminated through the environment has constantly increased along with the process of economic growth.

Keywords: environmental kuznets curve, carbon dioxide emissions, OPEC countries, panel data.

* Corresponding author. *E-mail Address*: amirtaimoori@yahoo.com

مقدمه

طی دهه‌های اخیر، مسائل زیست‌محیطی خصوصاً آلودگی در سطح بین‌المللی مورد توجه قرار گرفته است. آغاز موج توجه عمومی به مسائل زیست‌محیطی طی دهه ۱۹۶۰ به‌وقوع پیوست و تمرکز عمده این توجهات روی آلودگی‌های صنعتی به واسطه رشد افزون اقتصادهای صنعتی بود. در واقع همزمان با اینکه هدف اصلی بسیاری از سیاست‌های اقتصادی، دستیابی به سطح رشد اقتصادی بالاتر می‌باشد، مخاطرات زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی به یک موضوع بحث برانگیز تبدیل شده است. با توجه به این موضوع، برخی از طرفداران محیط‌زیست از دیدگاه شکست بازار با تجارت آزاد و رشد اقتصادی مخالفت کرده‌اند. بر اساس این دیدگاه به دلیل اینکه بازار در حمایت مطلوب از ارزش‌های زیست‌محیطی با شکست مواجه می‌شود، دخالت دولت ضرورت می‌یابد. اما برخی دیگر معتقدند برای دستیابی به محیط‌زیست سالم‌تر و ریشه‌کن کردن فقر، رشد اقتصادی لازم است. آنها در جهت اثبات این مسئله بیان می‌کنند که با غنی‌تر شدن کشورها یا مناطق، شهروندان تقاضای توجه بیشتر به جنبه‌های غیر اقتصادی شرایط زندگی خود را می‌کنند. کشورهای ثروتمند می‌خواهند که هوای شهری تمیزتر و کناره رودهای تمیزتری داشته باشند و همچنین استانداردهای زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تر و محرک‌های قانونی زیست‌محیطی شدیدتری را نسبت به کشورهای با درآمد متوسط و پایین می‌طلبند. بدین ترتیب رفته رفته موضوع تعارض میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست به یکی از موضوعات مورد بحث در حوزه اقتصاد محیط‌زیست تبدیل شده است.

در ادبیات اقتصادی، ارتباط میان درآمد سرانه (تولید ناخالص داخلی سرانه) و تخریب محیط‌زیست به شکل U معکوس به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[1] (EKC) معروف است. علت نامگذاری آن به دلیل شباهتی است که بین الگوی نابرابری درآمد ارائه شده توسط Simon Kuznets و این رابطه U معکوس- که بین آلودگی و درآمد دیده می‌شود- وجود دارد. سیمون کوزنتس- برنده جایزه نوبل- در مطالعه‌ای بین درآمد و نابرابری درآمد رابطه‌ای به شکل U معکوس پیدا کرد. فرضیه مشهور کوزنتس بیان می‌کند که رابطه‌ای به شکل U معکوس بین درآمد و نابرابری آن وجود دارد و با توجه به این فرضیه، درجه نابرابری ابتدا افزایش و سپس با رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. اولین توجیه نظری در این رابطه توسط خود کوزنتس در سال ۱۹۵۵ ارائه شد. وی معتقد به یک جابه‌جایی جمعیتی یا مهاجرت از بخش کشاورزی به بخش صنعت بود. به اعتقاد وی در بخش کشاورزی نابرابری و سطح درآمد برعکس بخش رقیب پایین است. اما با توسعه بیشتر، درآمدها افزایش ولی نابرابری کاهش می‌یابد.

در دهه ۱۹۹۰ با مشاهده شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین شاخص‌های مختلف تخریب محیط‌زیست و درآمد سرانه به شکل U معکوس، شبیه رابطه موجود بین درآمد سرانه و نابرابری درآمد در منحنی کوزنتس اولیه، منحنی کوزنتس در مطالعات مربوط به محیط‌زیست نیز وارد و رابطه مذکور بین رشد اقتصادی و شاخص‌های مربوط به آلایندگی (کیفیت محیط‌زیست) به‌صورت U معکوس، به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس معروف شد و امروزه در ادبیات اقتصادی، رابطه رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست در فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس یا فرضیه انتقال زیست‌محیطی[2] خود را نمایان می‌سازد.

در خصوص آلودگی نیز بایستی گفت که بر اساس یک طبقه‌بندی، دو نوع آلودگی وجود دارد: آلودگی جریان و آلودگی انباره. آلودگی جریان نوعی از آلودگی است که قابل مهارتر است و نسبتاً به سادگی

اندازه‌گیری می‌شود مثل دود، گرد و غبار، سر و صدا، آلودگی‌های حاصل از NO_X، CO، SO_2 و آلودگی‌های رودخانه‌ای که عمدتاً توسط صنایع محلی تولید می‌شوند. گرچه آلودگی جریان، مخرب است اما به مرور زمان ناپدید می‌شود. توابع خسارت در اغلب کتاب‌های زیست‌محیطی به این نوع آلودگی مربوط می‌شود و سازمان‌های دولتی نیز با آن سروکار دارند. امروزه آلودگی انباره است که بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. نوعی آلودگی که به مرور زمان در محیط‌زیست انباشته می‌شود و تا زمانی که به میزان بحرانی نرسد، تشخیص داده نمی‌شود؛ مثل آلودگی‌های حاصل از CO_2 و زباله‌های شهری.

اولین مطالعه تجربی درباره EKC توسط Grossman and Krueger در سال ۱۹۹۱ انجام گرفته است. آن‌ها در مطالعه‌ای به منظور ارزیابی اثرات زیست‌محیطی تجارت آزاد آمریکای شمالی، توسط رابطه‌ای رگرسیونی، ارتباط میان آلودگی و رشد اقتصادی را بررسی کردند. در این مطالعه از متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، روند زمانی و شاخص آلودگی همچون میزان انتشار دی‌اکسید گوگرد و ذرات معلق در هوا استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد که رابطه میان تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان انتشار دی‌اکسید گوگرد به‌صورت U معکوس است. پس از آن پژوهشگران به دنبال یافتن شواهد تجربی بیشتر در این زمینه حرکت کردند:

(Markany *et al.*, 2006) رابطه بین درآمد سرانه و آلودگی ناشی از انتشار گاز دی‌اکسید سولفور (SO2) را برای ۱۲ کشور اروپای غربی طی دوره‌ای ۱۵۰ ساله مورد بررسی قرار دادند. در هر دو سطح کلی (همه کشورهای مورد مطالعه) و تک کشوری رابطه‌ای به شکل U معکوس بین درآمد سرانه و آلودگی به‌دست آمده و نقاط برگشت منحنی برای اغلب کشورها معقول بوده است.

(Mazzanti *et al.*, 2006) در دو سطح استانی و بخشی به بررسی رابطه بین آلودگی‌های هوایی و سطح درآمد سرانه طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۰ برای کشور ایتالیا پرداختند. آنها نتایج مختلفی در تأیید و عدم تأیید فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به‌دست آوردند.

(Sadeghi and Saadat, 2004) با استفاده از آزمون علیت هسیائو[3]، به بررسی روابط علی بین رشد جمعیت، آلودگی زیست‌محیطی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطه دو طرفه بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد.

(Pezhoyan and Moradhasel, 2007) در مطالعه‌ای اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای ۶۷ کشور با گروه‌های درآمدی متفاوت (شامل ایران) مورد آزمون قرار دادند. نتایج تحقیق آنها فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را در کشورهای مورد بررسی مورد تأیید قرار داد.

(sedaghat parast, 2008) در مطالعه‌ای به بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به‌صورت منطقه‌ای در سطح شهر تهران برای پسماندهای جامد این شهر طی دوره ۸۵-۱۳۷۵ پرداخته است. نتایج نشان داد که فرضیه منحنی مذکور به اثبات نمی‌رسد.

شواهد تجربی زیادی حامی فرضیه پیچیده EKC است؛ که برخی از آنها در قسمت بالا آورده شده است. همچنین نتایج مطالعات مختلف نشان داده است درآمدی که معمولاً در آن آلاینده‌های انباره‌ای شروع به کاهش می‌کند بسیار بالاتر از درآمدی است که در آن آلاینده‌های جریان شروع به کاهش می‌نمایند. حتی نتایج برخی از مطالعات انجام شده، نشان‌دهنده رابطه‌ای فزاینده و

یکنواخت بین درآمد و آلودگی‌های انباره‌ای می‌باشد. (Grossman and Krueger, 1995; cole *et al.*, 1997; Lim, 1997; Roberts and Grimes; 1997).

به‌نظر می‌رسد این فرضیه به‌جزء احتمالاً برای CO_2 برای دیگر شاخص‌های آلودگی برقرار باشد. سئوال دیگری عنوان می‌شود که آیا افزایش درآمد سرانه در فرآیند رشد اقتصادی به کاهش آلودگی کمک می‌کند؟ به‌عبارت دیگر آیا افزایش درآمد سرانه در فرآیند رشد اقتصادی می‌تواند بخشی از راه حل بهبود مسائل زیست‌محیطی باشد؟ و یا اینکه بالا بودن درآمد سرانه به کاهش آلودگی کمک می‌کند. کشورهای عضو اوپک به دلیل دارا بودن منابع غنی نفت و گاز و درآمدهای نفتی از درآمد سرانه بالایی حتی در برخی کشورها برابر با کشورهای توسعه یافته برخوردارند.

همچنین با توجه به اینکه انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو اوپک بالاست؛ لذا در این مطالعه به بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (بررسی اثر رشد اقتصادی بر میزان انتشار گاز CO_2) برای مجموعه کشورهای عضو اوپک پرداخته شده است.

مواد و روش

در این مطالعه با توجه به مطالب ذکر شده در بخش مقدمه، از مدل EKC اولیه به شکل تابع درجه دو ساده که در آن سطح آلودگی به‌عنوان متغیر وابسته و سطح درآمد به عنوان متغیر مستقل خواهد بود، به شرح ذیل استفاده می‌شود:

$$\left(C/P\right)_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\left(Y/P\right)_{it} + \alpha_2\left(Y/P\right)^2_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

که در آن:

P: جمعیت، C: میزان انتشار گاز دی اکسید کربن (CO_2)، Y: درآمد خالص و اندیس‌های i و t به ترتیب معرف کشور و سال می‌باشند.

در این مطالعه از میزان انتشار گاز دی اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده شده است. زیرا گاز دی اکسید کربن یکی از مهم‌ترین گازهایی می‌باشد که منجر به تغییرات آب و هوایی و گرمایش کره زمین شده است. به همین جهت به‌عنوان آلودگی فرامرزی معروف است و همچنین حدود ۶۰٪ از آثار گازهای گلخانه‌ای ناشی از انتشار این گاز می‌باشد. علاوه بر این، گاز CO_2 در میان دیگر گازها سهم بالایی در ایجاد آلودگی هوا دارد و از طرفی جریان صنعتی شدن، منجر به بهره‌برداری فشرده از سوخت‌های فسیلی جهت تولید، حمل و نقل و در نهایت موجب آزاد شدن حجم قابل توجهی از گاز دی اکسید کربن به اتمسفر شده است (Pezhoyan and Moradhasel, 2007).

داده‌های مورد نیاز این مطالعه شامل داده‌های مربوط به درآمد و میزان انتشار گاز CO_2 به صورت سرانه برای کشورهای عضو اوپک می‌باشد. کشورهای ایران، عربستان، امارات متحده عربی، قطر، عراق، کویت، الجزایر، آنگولا، لیبی، نیجریه، ونزوئلا و اکوادور عضو اوپک هستند. شایان ذکر است کشورهای عراق و قطر به دلیل موجود نبودن برخی داده‌ها در نمونه مورد بررسی کنار گذاشته شدند. داده‌های مربوط به درآمد سرانه از لوح فشرده WDI[۴] که توسط بانک جهانی در سال 2008 منتشر گردیده و داده‌های مربوط به میزان انتشار گاز CO_2 به‌صورت سرانه از سایت EIA[۵] برای دوره زمانی ۲۰۰۶-۲۰۰۱ تهیه شده و همچنین به‌منظور تخمین مدل‌ها و انجام آزمون‌های مربوطه از بسته نرم‌افزاری Eviews6 استفاده شده است.

از آنجایی‌که داده‌های مطالعه به‌صورت ترکیبی از داده‌های مقطعی[۶] و سری زمانی[۷] هستند، لذا از روش داده‌های ترکیبی (پانل)[۸] استفاده شده و با توجه به وجود داده‌های سری زمانی به عنوان بخشی از داده‌های ترکیبی،

در ابتدا آزمون‌های ایستایی[9] و هم انباشتگی[10] به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو انجام شده است. همچنین با توجه به وجود مدل‌های مختلف برای برآورد داده‌های ترکیبی (مدل اثر ثابت[11]، مدل اثر تصادفی[12] و مدل داده‌های تلفیق شده[13]) برای تعیین مدل مناسب از آزمون تشخیصی هاسمن[14] استفاده گردیده که در قسمت ذیل این آزمون‌ها و روش‌ها بررسی شده است.

آزمون ریشه واحد

بحث ایستایی و هم‌انباشتگی متغیرها و آزمون‌های مربوطه در حالتی‌که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود با حالتی‌که داده‌ها سری زمانی باشد، متفاوت است. در این مطالعه به منظور بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون لوین و لین (LL)[15] و ایم، پسران و شین (IPS)[16] استفاده شده است.

آزمون هم انباشتگی

اگر متغیرهای مدل ناایستا باشند، احتمال وجود رگرسیون کاذب[17] وجود دارد. برای اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون هم‌انباشتگی به‌عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است. به این ترتیب تنها در شرایط هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد (Gujarati, 1995).

(Pedroni, 2004) چگونگی هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی را به‌وسیله هفت آماره متفاوت در دو گروه شامل چهار آماره درون گروهی و سه آماره بین گروهی به شرح ذیل بررسی کرد.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_{1i} x_{1it} + \gamma_{2i} x_{2it} + \ldots + \gamma_{mi} x_{mit} + e_{it} \quad (۲)$$

$$i = 1,2,\ldots,N$$
$$t = 1,2,\ldots,T$$
$$m = 1,2,\ldots,M$$

پس از برآورد رابطه فوق، مدل خودهمبسته زیر برای جزء اخلال محاسبه شده است.

$$\hat{e}_{it} = \tilde{\alpha}_i \hat{e}_{it-1} + \hat{U}_{it} \quad (۳)$$

در آماره‌های درون گروهی عدم وجود هم‌انباشتگی به‌عنوان فرضیه صفر در نظر گرفته شده و فرضیات آن به شرح ذیل است.

$$H_0 : \tilde{\alpha}_i = 1 \quad (۴)$$

$$H_1 : \tilde{\alpha}_i = \tilde{\alpha} < 1$$

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ها دارای ارزش یکسانی است. فرضیات روش بین گروهی به شرح ذیل است.

$$H_0 : \tilde{\alpha}_i = 1 \quad (۵)$$

$$H_1 : \tilde{\alpha}_i < 1$$

در این روش $\tilde{\alpha}_i$ها ارزش یکسانی ندارد. آماره‌های حاصل از روش درون گروهی، آماره‌های هم‌انباشتگی داده‌های پانل است. در این تحقیق این آماره‌ها با پیشوند panel نشان داده شده است. آماره‌های حاصل از روش بین گروهی، آماره‌های هم‌انباشتگی میانگین گروهی داده‌های پانل است و در این تحقیق با پیشوند group نشان داده شده است. از هفت آماره استخراج شده پدرونی تنها دو آماره به‌صورت پارامتری و شبیه به آماره t دیکی-فولر تعمیم یافته است. پنج آماره دیگر، غیر پارامتری و چهار آماره از این پنج آماره شبیه به آماره ρ فیلیپس و پرون[18] است. به دلیل مناسب بودن آماره‌های پارامتری برای داده‌های پانلی متوسط، در این تحقیق به شرح ذیل به آنها می‌پردازیم.

ابتدا با استفاده از رابطه زیر باقیمانده‌ها محاسبه می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \gamma_{1i} \Delta x_{1it} + \gamma_{2i} \Delta x_{2it} + \ldots + \gamma_{mi} \Delta x_{mit} + c_{it} \quad (۶)$$

در رابطه فوق $\hat{c}_{it}$ نشانگر باقیمانده است. سپس واریانس بلندمدت $\hat{c}_{it}$ مطابق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{L}^2_{11i} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{c}^2_{it} + \frac{2}{T}\sum_{L=1}^{ki}\left(1 - \frac{L}{k_i + 1}\right)\sum_{t=l+1}^{T} \hat{c}_{it}\hat{c}_{it-1} \quad (۷)$$

در رابطه فوق $\widehat{L}_{it}^2$ نشانگر مقدار واریانس بلندمدت $\widehat{c}_{it}$ است. سپس واریانس‌های $\widehat{e}_{it}$ را به‌صورت زیر محاسبه می‌کنیم.

$$\widehat{S}_i^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\widehat{U}_{it}^2 \qquad (۸)$$

$$\widetilde{S}_{NT}^2 = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{S}_i^2 \qquad (۹)$$

در پایان دو آماره panel-t و group-t با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شود.

$$panel-t = \left[\widehat{s}_{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{l}_{11i}^{-2}\hat{e}_{it-1}^2\right]^{-\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{l}_{11i}^{-2}\hat{e}_{it-1}\Delta\widehat{e}_{it} \qquad (۱۰)$$

$$group-t = N^{-\frac{1}{2}}\sum_{i=1}^{N}\left[\sum_{t=1}^{T}\widehat{s}_i^2\widehat{e}_{it-1}^2\right]^{-\frac{1}{2}}\sum_{t=1}^{T}\widehat{e}_{it-1}\Delta\widehat{e}_{it} \qquad (۱۱)$$

سپس دو آماره محاسبه شده در روابط ۱۰ و ۱۱ با استفاده از رابطه زیر استاندارد می‌شود.

$$\frac{\chi_{NT}-\mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}} \Rightarrow N(0,1) \qquad (۱۲)$$

در این رابطه χ_{NT} نشانگر آماره‌های محاسبه شده در روابط ۱۰ و ۱۱ و μ و v به ترتیب میانگین و واریانس است که مقادیر آنها در مطالعه (Pedroni, 2004) وجود دارد.

مدل اثر ثابت

در مدل اثر ثابت، شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت و جمله ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. یکی از روش‌های نشان دادن اثر مقطعی استفاده از متغیرهای مجازی است. شکل کلی این مدل به‌صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DUM_2 + \alpha_3 DUM_3 + \sum\beta_i X_{it} + e_{it} \qquad (۱۳)$$

در این رابطه X_{it} نشان دهنده برداری از متغیرهای مستقل، DUM متغیر مجازی برای نشان دادن اثر مقطعی، Y_{it} برداری از متغیرهای وابسته و e_{it} جملات خطای معادله است.

مدل‌های اثر ثابت با توجه به وجود یا عدم وجود روند زمانی در جمله ثابت، به مدل‌های اثر ثابت دو طرفه و یک طرفه قابل تفکیک است. در مدل اثر ثابت دو طرفه، شیب‌ها ثابت هستند اما جمله ثابت در هر زمان متفاوت است. اثر زمان برای t سال با وارد کردن t-1 متغیر مجازی به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \lambda_t + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it} \qquad (۱۴)$$

در این رابطه X_{it} نشان دهنده بردار متغیرهای مستقل، Y_{it} بردار متغیرهای وابسته، e_{it} جملات خطای معادله و λ_t اثر زمان بر روی جمله ثابت است.

در مدل اثر ثابت دو طرفه، شیب توابع در هر مقطع ثابت است، اما جمله ثابت (عرض از مبدأ) هم با زمان و هم با مقطع تغییر می‌کند. برای نشان دادن این اثرات از i-۱ متغیر مجازی برای مقطع و t-۱ متغیر مجازی برای زمان به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{n} a_i DUM_i + \lambda_0 + \ldots + \lambda_t + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it} \qquad (۱۵)$$

در این رابطه X_{it} نشان دهنده بردار متغیرهای مستقل، Y_{it} بردار متغیرهای وابسته، DUM متغیر مجازی برای نشان دادن اثر مقطعی، e_{it} جملات خطای معادله و λ_t اثر زمان بر روی جمله ثابت است. در تمامی مدل‌های اثر ثابت که شیب ثابت دارند، فرض می‌شود که واریانس خطاها در هر مقطع و هم‌چنین بین مقاطع همسان است و خودهمبستگی بین اجزاء خطای آن وجود ندارد. به‌عبارتی دیگر برای هر $t \neq s$ و $i \neq j$ رابطه زیر برقرار است (زراء نژاد و انواری، ۱۳۸۴).

$$cor(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0 \qquad (۱۶)$$

$$\mathrm{var}(\varepsilon_{it}) = \delta^2$$

مدل اثر تصادفی

در مدل‌های اثر ثابت، برای دستیابی به تخمین‌های کارا از روش حذف متغیرهای غیر قابل اندازه‌گیری اثر گذار در مدل استفاده می‌شود. بکارگیری این روش موجب حذف بسیاری از متغیرهای مهم اثرگذار در رگرسیون داده‌های ترکیبی می‌شود. به این دلیل، می‌توان با وارد کردن این متغیرها در اجزاء خطا، به روشی دیگر این مشکل را حل کرد. این روش به مدل اثر تصادفی معروف است. اولین شرط برای استفاده از مدل اثر تصادفی آن است که متغیرها به‌صورت تصادفی انتخاب شده باشند. اگر متغیرها به‌صورت تصادفی انتخاب شده باشند و بین متغیرهای توضیحی و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد، می‌توان برای رسیدن به تخمین‌های کارا و سازگار از روش اثر تصادفی استفاده کرد. در این روش، با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[19] (GLS) مدلی به‌صورت زیر برآورد می‌شود.

$$Y_{it}-\theta\overline{Y}_i=\beta_0(1-\theta)+\beta_1(X_{it}-\theta\overline{X}_i)+\left[(1-\theta)\alpha_i+(\varepsilon_{it}-\theta\overline{\varepsilon}_i)\right] \quad (۱۷)$$

که در آن θ به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\theta=1-\sqrt{\frac{\delta_\varepsilon^2}{T\delta_\alpha^2+\delta_\varepsilon^2}} \quad (۱۸)$$

در روابط فوق اگر $\theta=1$ باشد، در این صورت تخمین مدل با استفاده از روش اثر تصادفی به تخمین با روش اثر ثابت تبدیل می‌شود (Zar'nezhad and Anvari, 2005).

مدل داده‌های تلفیق شده

اگر کل داده‌ها با یکدیگر ترکیب و با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شود، مدل داده‌های تلفیق شده به‌دست می‌آید. به‌عبارتی دیگر، در بررسی داده‌های مقطعی و سری زمانی اگر ضرایب اثر مقطعی و اثر زمانی معنی‌دار نشوند، می‌توان تمام داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرده و به وسیله یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی تخمین بزنیم. از آن‌جا که در اکثر داده‌های ترکیبی، اغلب ضرایب مقطع‌ها یا سری‌های زمانی معنی‌دار است، این مدل کمتر مورد استفاده قرار می‌گیرد (Yaffee, 2003).

آزمون‌های تشخیصی

برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود. رایج‌ترین آنها آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی است.

آزمون هاسمن

برای تعیین استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی، آزمون هاسمن انجام می‌شود و رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی آزمون هاسمن است. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است. اگر چنین ارتباطی وجود نداشته باشد، مدل اثر تصادفی و اگر این ارتباط وجود داشته باشد، مدل اثر ثابت کاربرد خواهد داشت. فرضیه H_0 نشان دهنده عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه H_1 نشان دهنده وجود ارتباط است.(Maddala, 1999) برای انجام آزمون هاسمن بر اساس همین فرضیات ابتدا دو تخمین $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ را برای معادله ۱۸ در نظر گرفته است که دارای شرایط زیر باشند:

$$Y=\beta X+U \quad (۱۹)$$

$\hat{\beta}_0$ با برقراری فرضیه H_0 تخمین زن سازگار و کارا است، ولی با برقراری فرضیه H_1 کارا نیست. $\hat{\beta}_1$ با برقراری فرضیه H_0 تخمین زن کارا است، ولی با

برقـراری فرضـیه H_1 کـارا نیـست. اگـر تفـاوت تخمین‌زن‌های $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ مقدار $\hat{q}$ $\left(\hat{q} = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0\right)$ باشـد، واریانس این مقدار به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\mathrm{var}(\hat{q}) = V_1 - V_0 \qquad (۲۰)$$

که در آن $V_1 = \mathrm{var}(\beta_1)$ و $V_0 = \mathrm{var}(\beta_0)$ اسـت و هر دو واریانس با برقراری فرضیه H_0 تخمـین زده شـده است. مـادالا بـرای انجـام آزمـون هاسـمن تخمـین مقـدار واریـانس $\hat{q}$ را بـا $\hat{V}(\hat{q})$ نـشان داده و آمـاره M را بـه‌صورت رابطه زیر ارائه داده است.

$$M = \frac{\hat{q}^2}{\hat{V}(\hat{q})} \qquad (۲۱)$$

در رابطه فوق M دارای توزیع χ^2 (مجذور کای) با یک درجه آزادی است که برای آزمون فرضیه H_0 در مقابل فرضیه H_1 در مطالعات داده‌های ترکیبی از آن اسـتفاده شده است. همچنین اگر به‌جای یـک پـارامتر، بـرداری از متغیرهای توضـیحی وجـود داشـته باشـد، آمـاره $\hat{q}$ یـک بردار است و آماره M به‌صورت زیر قابل محاسبه است.

$$M = \hat{q}'\left[\hat{V}(\hat{q})\right]^{-1}\hat{q} \qquad (۲۲)$$

در این رابطه M دارای توزیع χ^2 با k درجه آزادی است. همچنین k تعداد متغیرهای مستقل در مدل و $\hat{q}'$ برداری از تفـاوت تخمـین‌زن‌هـای $\hat{\beta}_0$ و $\hat{\beta}_1$ اسـت. آمـاره M را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد.

$$M = W = (b_{random} - b_{fixed})'\left[\mathrm{var}(b_{random}) - \mathrm{var}(b_{fixed})\right]^{-1} (b_{random} - b_{fixed}) \qquad (۲۳)$$

در رابطـه فـوق b_{random} نـشان دهنـده شـیب حاصـل از تخمین مدل با اثـر تـصادفی و b_{fixed} نـشان دهنـده شـیب حاصـل از تخمـین مـدل بـا اثـر ثابـت اسـت. همچنـین $\mathrm{var}(b_{random})$ و $\mathrm{var}(b_{fixed})$ بـه‌ترتیـب نـشان دهنـده ماتریس حاصل از تخمین مـدل اثـر تـصادفی و اثـر ثابـت است.

نتایج

در ابتدا به منظور جلوگیری از به‌وجـود آمـدن رگرسـیون کاذب، آزمون ایـستایی متغیرهـا انجـام شـد. آزمـون‌هـای لوین و لین و ایم، پسران و شین نشان دادند کـه متغیرهـای مدل ایستا نمی‌باشند. به دلیل نا ایستا بودن متغیرها، احتمال رگرسـیون کـاذب وجـود دارد. لـذا سـپس آزمـون هـم‌انباشـتگی پـدورنی بـه‌منظـور بررسـی هـم‌انباشـتگی بـین متغیرهای مدل انجام گرفت. نتایج نشان داد که متغیرهـای مدل هم‌انباشـته هـستند و یـک رابطـه بلندمـدت بـین آنهـا برقرار است.

به منظور تعیین روش مناسب جهت تخمین پارامترهای مدل، آزمون هاسمن انجـام شـد کـه نتـایج آن در قـسمت ذیل آورده شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون هاسمن جهت تعیین روش مناسب

آماره χ^2	درجه آزادی χ^2	احتمال
۱۶/۱۲۸	۲	۰/۰۰۰۳

مأخذ: نتایج تحقیق

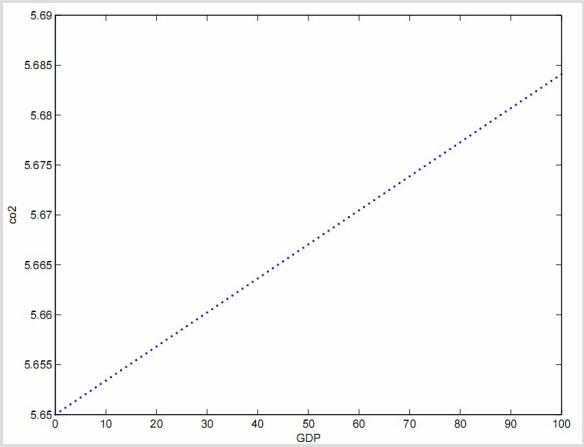
نتایج نشان می‌دهد که روش اثر ثابت در مقابل روش اثر تصادفی به‌عنوان روش مناسب انتخاب می‌شود. همچنین با استفاده از Redundant Fixed Effect Test نتایج حاصل از تخمین مدل نهایی با استفاده از روش اثر ثابت و پس از بررسی وجود Fixed Effects (Cross) و Fixed Effects (Period) در جدول ۲ آورده شده است.

بر اساس نتایج به‌دست آمده ضریب متغیر Y سرانه معنی‌دار و ضریب متغیر Y^2 سرانه معنی‌دار نمی‌باشد. ضریب به‌دست آمده برای Y، مثبت و نشان دهنده افزایش انتشار گاز CO_2 به ازای افزایش در Y سرانه می‌باشد. به‌عبارت دیگر در فرآیند رشد و توسعه همراه با افزایش Y سرانه، میزان انتشار گاز CO_2 افزایش می‌یابد. ضریب متغیر Y^2 سرانه نیز مثبت ولی معنی‌دار نمی‌باشد ($۷/۷۴ * ۱۰^{-۱۰}$). در واقع فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس طی دوره مورد بررسی برای کشورهای عضو اوپک پذیرفته نمی‌شود و ارتباطی به شکل U معکوس بین CO_2 و درآمد سرانه در این کشورها وجود ندارد. بلکه همزمان با افزایش Y، آلودگی (CO_2) نیز افزایش می‌یابد. شکل شماره ۱ منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای کشورهای عضو اوپک نشان می‌دهد که تأییدی بر مطالب بیان شده در قسمت بالا می‌باشد.

جدول ۲- نتایج تخمین الگو با استفاده از روش اثر ثابت

متغیر	ضریب	Std. Error	احتمال
C	۵/۶۵	۱/۸۲	۰/۰۰۳
GDP?	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲۰	۰/۰۹
GDP2?	۷/۷۴E-۱۰	۲/۸۰E-۰۹	۰/۷۸
Fixed Effects (Cross)			
_IRN—C	-۲/۴۷		
_SAU—C	۱/۳۴		
_ARE—C	۱۷/۱۷		
_KWT—C	۸/۹۸		
_DZA—C	-۴/۹۹		
_AGO—C	-۵/۱۴		
_LBY—C	-۰/۴۷		
_NGA—C	-۵/۳۷		
_VEN—C	-۳		
_ECU—C	-۶/۰۶		

مأخذ: نتایج تحقیق



شکل ۱– منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای عضو اوپک
مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که قبلاً نیز ذکر شد کشورهای عضو اوپک از درآمد سرانه بالایی برخوردارند؛ لذا با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که بالا بودن درآمد سرانه نیز در این کشورها به کاهش انتشار گاز CO_2 کمکی نکرده است.

بحث

گاز CO_2 یکی از مهم‌ترین گازهایی است که سبب تغییرات آب و هوا و گرمایش زمین شده و حدود ۶۰٪ از آثار گازهای گلخانه‌ای ناشی از انتشار گاز CO_2 می‌باشد. تغییرات آب و هوا ناشی از افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای به عنوان یکی از عوامل مهم در تغییر وضعیت آب و هوایی جهان مطرح است، حال آن‌که یک تغییر کوچک در وضعیت آب و هوایی در بسیاری موارد می‌تواند منشأ تغییرات بزرگ در شدت و میزان وقوع رخدادهای شدید اقلیمی و بلایای طبیعی و آسیب‌های اقتصادی باشد. چنان‌چه به اعتقاد بسیاری از کارشناسان محیط‌زیست، طی دهه‌های نه چندان دور براساس روند فعلی انتشار گازهای گلخانه‌ای در جهان، کره زمین با بحران‌های شدید زیست‌محیطی و آب و هوایی رو به رو خواهد شد. لذا با توجه به نتایج تحقیق که نشان دهنده افزایش مستمر گاز CO_2 در فرآیند رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک می‌باشد بایستی برای جلوگیری از مخاطرات زیست محیطی انتشار گاز CO_2، به دنبال راه حل‌هایی برای کنترل بهینه آن بود. به عبارت دیگر چشم انداز کاهش آلودگی با افزایش درآمد سرانه وجود ندارد.

پی نوشت‌ها

1- Environmental Kuznets Curve
2- Environmental Transition Hypothesis
3- Hsaio
4- World Development Indicators

5- Energy Information Administration
6- Cross section
7- Time Series
8- Panel Data
9- Stationary
10- Co-integration
11- Fixed Effect Model
12- Random Effect Model
13- Pooled Model
14- Hausman
15- Levin & Lin
16- Im, Pesaran & Shin
17- Spurious
18- Phillips and Perron
19- Generalized Least Squars

منابع

Cole, M.A., A.J. Rayner and J.M. Bates (1997). The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. *Journal of Environmental and Development Economics*, 2(4): 401- 416.

Grossman, G.M., and A. Krueger (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 353-377.

Grossman, G.M. and A.G. Kruger (1991). *Environmental impacts of a north American free trade agreement*. Working Paper, No. 3914. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics. Translated by Hamid Abrishami*. Tehran: University of Tehran Press.

Kuznets, S.S. (1955).Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45: 1-28.

Lim, J. (1997).The effects of economic growth on environmental quantity: some empirical investigation for the case of south Korea. *Seoul Journal of Economics*, 10(3): 273-292.

Maddala, G.S. and S. Wu (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 61: 631-652.

Markandya, A., S. Pedroso and A. Golub (2006). Empirical analysis of national income and SO2 emissions in selected European countries. *Environmental & Resource Economics*, 35 (3): 221-257.

Mazzanti, M., A. Montini and R. Zoboli (2006). Environmental Kuznets Curves for Air Pollutant Emissions in Italy: Evidence from Environmental Accounts (NAMEA) Panel Data. *Economic Systems Research*, 20 (3): 227-301.

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

Pezhoyan, J. and N. Moradhasel (2007). Investigation of economic growth on air pollution. *Journal of Economic Research*, 7(4): 141-160.

Roberts, J.T. and P.E. Grimes (1997). Carbon intensity and economic development 1962-1991: a brief exploration of the environmental Kuznets curve. *Journal of World Development*, 25(2): 191-198.

Sadeghi, H. and R. Saadat (2004). Population growth, economic growth and environmental impacts in Iran. *Journal of Economic Literature*, 64: 80-163.

sedaghat parast, E. (2008). *Review the Environmental Kuznets Curve hypothesis wary of solid waste Tehran.* M.Sc. thesis, Faculty of Economics and political sciences, Shahid Beheshti University.

Yaffee, R. (2003). A primer for panel data analysis. New York University, Information Technology Services. *Available at: http:// www. Nyu. edu/ its/ pubs/ connect.*

Zar′nezhad, M. and E. Anvari (2005). Application of panel data in econometrics. *Journal of Economic Studies,* 2(4): 21-51.