Archive of SID

علـوم محـیـطی سال هشتم ، شماره اول، پاییـز ۱۳۸۹
ENVIRONMENTAL SCIENCES Vol.8, No.1, Autumn 2010
۲۰۵-۲۱۶

بررسی رابطه همجمعی درآمد سرانه و انتشار سرانه‌ی دی‌اکسید کربن و وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی دی‌اکسید کربن در ایران

مرتضی مولایی[1*]، محمد کاوسی کلاشمی[2]، حامد رفیعی[2]

۱- گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

چکیده

بیش از نیمی از آثار گلخانه‌ای مربوط به انتشار گاز دی اکسید کربن است. انتشار دی اکسید کربن منجر به اثرات نامطلوب آب و هـوایی و زیست محیطی شده و در نهایت اقتصاد جهانی را نیز متاثر خواهـد کرد. از آن‌جا که بررسی آثار اقتصادی انتشار فزاینده گاز دی اکسید کربن بسیار حائز اهمیت بوده، پژوهش حاضر رابطـه همجمعـی بـین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن سـرانه در ایران را طی سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۴ بررسی نموده و وجـود منحنـی کوزنتس زیست‌محیطی را برای گاز دی‌اکسید کربن در دوره مورد مطالعه مورد آزمون قرار داده اسـت. الگوهـای خـود رگرسـیونی بـا وقفه توزیعی و تصحیح خطا جهت مطالعه رابطه همجمعی یـاد شـده مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های پژوهش حاکی از آن اسـت کـه در هر دو دوره کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای مـورد مطالعـه ارتباط معنی‌داری وجود دارد. از سوی دیگر ضریب جـزء تصـحیح خطا برابر با ۰/۱۹ – بوده و به لحاظ آماری معنی دار است. بر اساس نتایج حاصل از الگوی تفاضلی بین متغیرهای تولید ناخالص داخلـی سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه منحنی کـوزنتس زیسـت محیطی در دوره مورد مطالعه در ایران وجود دارد.

کلید واژه‌ها: همجمعی، الگوی خـود رگرسـیونی بـا وقفـه تـوزیعی، الگوی تصحیح خطا، منحنی کوزنتس زیست محیطی کربن، ایران.

Investigation of Cointegration Relationship Between Per Capita GDP and Per Capita CO2 Emission and Existence of Environmental Kuznets Curve for CO2 in Iran

Morteza Molaei[1*], Mohammad Kavoosi Kelashemi[2], Hamed Rafiee[2]

1- Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Orumieh

2- Ph.D. Students of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Tehran

Abstract

More than half of the Greenhouse Effect is from carbon dioxide emissions. Emissions of carbon dioxide cause undesirable climatic and environmental effects and, finally, affect the global economy. Because of the importance of determining the economic impacts of increasing CO2 emissions, this study investigates the cointegration relationship between per capita Gross Domestic Production (GDP) and per capita CO2 emissions during 1974-2004 and also tests the existence of an Environmental Kuznets Curve for Carbon Dioxide during this period. The Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) method and Error Correction Model (ECM) were used to study the cointegration relationship. Results indicated that in both short- and long-term period, a significant relationship exists between variables. On the other hand, the coefficient of error correction term was -0.19 and statistically significant. According to the results of the differential models between per capita GDP and per capita CO2 emission, Environmental Kuznets Curve for CO2 exists during this period.

Keywords: Cointegration, ARDL, ECM, Environmental CO2, Kuznets Curve, Iran.

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

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

فعالیت‌های تولیدی و اقتصادی بشر در سال‌های اخیر، سبب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در جو زمین شده است. این پدیده به طرز نگران کننده‌ای بر کیفیت محیط‌زیست و چرخه‌های زیستی اثر گذار می‌باشد. بسیاری از محققین بر این باورند که ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در مسیر توسعه همواره روند یکسانی ندارد (Beckerman, 1992). همچنان‌که کشور پیشرفت نموده و به سطوح درآمدی بالاتر می‌رسد، این ارتباط ممکن است از ارتباطی مثبت به ارتباطی منفی تبدیل شود. رابطه U معکوسی که نشان‌دهنده این نوع نگرش در حوزه ارتباط بین تخریب محیط‌زیست و رشد اقتصادی است، به عنوان منحنی کوزنتس زیست‌محیطی[1] شناخته می‌شود (Phu, 2003). Kuznets در سال ۱۹۵۰ مطالعه‌ای را در بین کشورهای در حال توسعه برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی انجام داد. نتایج این مطالعه نشان دهنده ارتباط بین شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی (ضریب جینی) و درآمد سرانه بصورت منحنی U معکوس بود (Jha and Murthy, 2003). منحنی کوزنتس زیست محیطی رابطه فرضی بین شاخص‌های مختلفی از فرو رفت زیست‌محیطی و درآمد سرانه می‌باشد. منحنی مذکور ارتباط U شکل معکوس بین تولید ناخالص داخلی و فرو رفت منابع طبیعی را نشان می‌دهد (Constantiny and Monni, 2008 ; Culas, 2007). در شروع رشد اقتصادی روند تخریب محیط‌زیست و انتشار آلودگی فزاینده بوده، اما پس از سطوح مشخصی از درآمد ملی که برای شاخص‌های مختلف فرو رفت زیست محیطی متفاوت بوده، روند مذکور معکوس می‌گردد. از این‌رو، در سطوح درآمد سرانه بالا رشد اقتصادی منجر به بهبود وضعیت زیست‌محیطی جامعه می‌گردد. روند یاد شده نشان می‌دهد شاخص اثر زیست محیطی تابعی به شکل U معکوس از درآمد سرانه است (Stern, 2005). منحنی کوزنتس زیست‌محیطی رابطه فرضی بین آلودگی و درآمد است (Grossman and Hilton and Levinson, 1998 ; Kruger, 1995 ; Harbaugh *et al.*, 2002). این رابطه فرضی بیان می‌کند که با افزایش درآمد در جریان توسعه آلودگی نیز بیشتر می‌شود. این وضعیت تا نقطه‌ای که اصطلاحاً به "نقطه آستانه[2]" معروف است، ادامه می‌یابد. پس از نقطه آستانه با افزایش درآمد، آلودگی کاهش می‌یابد؛ از این رو، منحنی مذکور شکل U معکوس پیدا می‌کند. فرض وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی (شکل U معکوس که بیانگر ارتباط بین شاخص‌های مختلف فرورفت زیست محیطی و درآمد سرانه است) یکی از مباحث بحث برانگیز در اقتصاد محیط‌زیست و منابع طبیعی می‌باشد (Stokey, 1998). در سال‌های اخیر انتقادات فراوانی در حوزه فروض و عینیت این نظریه مطرح گردیده است (Stern, 2004; Phu, 2003 ; Stern and Common, 2001). بسیاری از صاحب‌نظران وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی را دال بر آن دانسته‌اند که نباید هیچ نوع کوششی در زمینه بسط و تطبیق سیاست گذاری‌های زیست محیطی درکشورهای در حال توسعه صورت گیرد. به عبارت دیگر، گذار کشورهای مذکور از فرآیند توسعه آنان را قادر خواهد ساخت تا سیاست‌های خود را با در نظر گرفتن محیط‌زیست اتخاذ نمایند (Beckerman, 2002). شرایط بد اقتصادی و درآمد سرانه پایین در بسیاری از کشورهای در حال توسعه موفقیت سیاست‌های زیست‌محیطی را با مشکلات فراوانی روبرو کرده است.

ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در سال‌های اخیر بطور گسترده مورد بررسی قرار گرفته است. انگیزه بسیاری از پژوهشگران در این مطالعات

www.SID.ir

Archive of SID

ایجاد یک توازن مناسب بین شرایط اقتصادی و زیست‌محیطی برای بهبود رفاه بشر می‌باشد. اگر رشد اقتصادی سبب ایجاد اثرات منفی بر محیط زیست شود، تلاش‌ها باید در جهت کاهش خسارات آلودگی متمرکز گردد. بررسی مطالعات انجام گرفته در این حوزه نشان می‌دهد بسیاری از پژوهش‌ها در پی اثبات وجود یا عدم وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی یا منحنی U معکوس می‌باشند (Phu, Jha and Murthy, 2003; Wagner, 2008; 2003). منحنی فوق بیانگر آن است که در سطوح درآمد سرانه پایین، تخریب محیط‌زیست در جامعه تشدید می‌گردد، حال آنکه با رشد درآمد سرانه، پس از سطح مشخصی، روند تخریب رو به کاهش نهاده یا شیب منحنی روندی نزولی به خود می‌گیرد (Phu, 2003). از این‌رو، اهمیت این مبحث در چالش رشد اقتصادی مناسب و سیاست‌های زیست‌محیطی نهفته است (Ranjan and Shortle, 2007). مطالعات انجام گرفته در زمینه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی به دو دسته تقسیم می‌شوند. گروه اول مدعی‌اند که ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست بصورت U معکوس نبوده، اما گروه دیگر وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی را اثبات کرده‌اند (List Millimet *et al.*, 2003; and Gallet, 1999).

مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که تنها برخی از آلاینده‌ها در منحنی کوزنتس زیست‌محیطی صدق کرده در حالی که سایر آلاینده‌ها نظیر دی‌اکسید کربن و سموم جدید بر وجود یا عدم وجود رابطه‌ای مستقیم در منحنی مذکور دلالت دارند (Dasgupta *et al.*, 2002).

بیش از نیمی از آثار گلخانه‌ای ایجاد شده مربوط به انتشار گاز دی اکسید کربن است. منبع اصلی انتشار این گاز، سوزاندن سوخت‌های فسیلی است که در دنیای حاضر یکی از ملزومات اصلی تولید انرژی بوده و بیش از ۸۰ درصد تقاضای انرژی در جهان بوسیله سوخت‌های فسیلی تامین می‌گردد (Turner *et al.*, 1995). مصرف این نوع سوخت سبب انتشار گاز دی اکسید کربن می‌شود که این گاز مهم‌ترین آلاینده جهانی به لحاظ وسعت انتشار می‌باشد. انتشار دی اکسید کربن منجر به اثرات نامطلوب آب و هوایی و زیست محیطی شده و در نهایت اقتصاد جهانی را نیز متاثر خواهد کرد. همچنین انتشار کربن تنها به علت استفاده از سوخت‌های فسیلی نبوده بلکه عوامل دیگری نظیر قطع درختان نیز حائز اهمیت است. تراکم و انتشار زیاد گازهای آلوده‌کننده می‌تواند سبب بروز تغییرات زیست محیطی و آسیب رسانی به اکوسیستم‌های گیاهی و جانوری شود. پژوهش حاضر رابطه همجمعی، رابطه تعادلی بلندمدت و الگوی تصحیح خطا بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه را بررسی نموده تا چگونگی ارتباط دو متغیر فوق مشخص شود. از سوی دیگر با به کارگیری الگوی تفاضلی وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی دی اکسید کربن در ایران مورد آزمون قرار گرفت. بررسی روابط فوق در کنار سنجش وجود منحنی کوزنتس می‌تواند چارچوب مناسبی برای سیاست‌گزاری در زمینه انتشار آلاینده‌های کربنی و تدوین راهبرد مصرف انرژی در ایران فراهم آورد.

مواد و روش‌ها

همان‌طوری که در بخش مقدمه نیز اشاره گردید، هدف اصلی این مطالعه بررسی وجود یا عدم وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی برای ایران است. برای این منظور ضروری است تا تابع کوزنتس زیست‌محیطی تصریح شود. شکل ضمنی این تابع به‌صورت زیر می‌باشد (Stern, 2001):

$$CP_t = f(GPP_t, (GPP_t)^2) \qquad (1)$$

www.SID.ir

Archive of SID

که CP_t و GPP_t به ترتیب بیانگر میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن[3] و درآمد ناخالص سرانه است. برای برآورد این تابع با روش‌های معمول اقتصادسنجی، این شکل ضمنی تابع کوزنتس زیست‌محیطی به شکل زیر نوشته می‌شود (Pepper *et al.*, 2005):

$$CP_t = \alpha + B_1 GPP_t + B_2 (GPP_t)^2 + u_t \qquad (۲)$$

در رابطه فوق، u_t جزء خطای تصادفی می‌باشد. منحنی کوزنتس زیست محیطی مقعر زمانی وجود خواهد داشت که $B_1 > 0$ و $B_2 < 0$ باشد. در این حالت سطح درآمدی که نشان‌دهنده نقطه آستانه یا تغییر علامت شیب منحنی برابر با $GPP_t = -(B_1 / 2B_2)$ است.

منحنی کوزنتس زیست محیطی پدیده‌ای تجربی است، اما بسیاری از مطالعات انجام گرفته در این زمینه به لحاظ اقتصادسنجی فاقد غنای کافی می‌باشند. مطالعات تجربی مذکور عموماً بر پایه تعاریف پارامتریک $ad\,hoc$ و در نظر نگرفتن شکنندگی الگو صورت گرفته است. این در حالی است که استفاده از تعاریف پارامتریک مختلف منجر به تفاوت معنی‌دار نتایج خواهد شد. فرم‌های تابعی پارامتریک رایج در این زمینه شامل توابع خطی، درجه دوم و درجه سوم چند جمله‌ای تولید ناخالص داخلی سرانه[4] می‌باشد. بسیاری از پژوهشگران معتقدند که برآورد منحنی کوزنتس زیست‌محیطی به آن سهولتی نیست، که به نظر می‌رسد. به اعتقاد این عده چندین متغیر بر شکل U معکوس منحنی مذکور موثر بوده که باید در تحلیل‌ها مد نظر قرار گیرد. متغیرهایی نظیر جمعیت، نرخ فقر، تجارت، شرایط سیاسی، زمان و شرایط مکانی در تحلیل‌های مختلفی وارد شده تا شکنندگی الگوی منحنی کوزنتس زیست محیطی کاهش یابد. در نظر گرفتن این مسئله نیز حائز اهمیت است که شرایط اثبات وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی برای همه آلاینده‌ها یا برای هر موقعیت جغرافیایی، ثابت و یکسان نمی‌باشد (Bhattarai and Hammig, 2001).

مطالعات انجام شده در ارتباط با منحنی کوزنتس زیست‌محیطی روابط متفاوتی را بین آلودگی و درآمد سرانه نشان می‌دهند. اگرچه در چندین پژوهش تابع کوزنتس زیست‌محیطی بصورت مقعر گزارش گردیده است، در گروهی دیگر از بررسی‌ها تابع یاد شده بصورت محدب، مسطح و با شیب نزولی بدست آمده است (Grossman and Kruger, 1995). بسیاری از مطالعات انجام گرفته در این حوزه به بررسی ارتباط بین آلاینده‌های هوا و درآمد با استفاده از ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی پرداخته‌اند. در برخی از این مطالعات چگونگی ارتباط بین گاز دی‌اکسید گوگرد و درآمد بررسی شده‌است. در این بین معدودی از پژوهش‌ها نیز به بررسی وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی با در نظر گرفتن گاز اکسید نیتروژن روی آورده‌اند (Roca *et al.*, 2001؛ Stern, 2002؛ Stern, 2004؛ Stern, 2001). در بیشتر مطالعاتی که از داده‌های انتشار اکسید نیتروژن و دی اکسید گوگرد به صورت ترکیبی استفاده نموده‌اند، ویژگی‌های داده‌های سری زمانی به درستی اعمال نشده است. تحقیقات بسیار کمی که در ارتباط با منحنی کوزنتس زیست‌محیطی با استفاده از داده‌های سری زمانی صورت پذیرفته است (Stern and Common, 2001; Stern, 2002). مطالعه Perman and Stern (2003) نشان می‌دهند که در بسیاری از روابط به‌دست آمده برای کشورهای مختلف، منحنی کوزنتس زیست محیطی مقعر نمی‌باشد. در بسیاری از مطالعات انجام گرفته، با استفاده از آزمون ریشه واحد و داده‌های ترکیبی، هیچ دلیل منطقی برای دوره زمانی در نظر گرفته شده بیان نشده است، از این رو

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در داده‌های ترکیبی ممکن است منجر به نتایج رگرسیونی کاذب[5] شود (Perman and Stern, 2003). استفاده از رگرسیون در مورد داده‌های ترکیبی در صورتی امکان داشته که ایستایی تمامی متغیرهای الگو اثبات گردد. در صورتی که متغیرها ایستا نباشد باید از الگوهای همجمعی و تصحیح جزء خطا برای برآورد رابطه بین آلودگی و درآمد بهره گرفت (Harris and Tzavalis, 1999). در صورت همجمع بودن الگو تفسیر ضرایب رگرسیون همانند رگرسیون معمولی صورت می‌گیرد.

به منظور بررسی روابط درازمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو می‌توان از الگوی تصحیح خطا[6] استفاده کرد. الگوهای تصحیح خطا نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی درازمدت آنها ارتباط می‌دهد (Perman and Stern, 2003). در صورتی که متغیرهای الگو همجمع باشد، جمله پسماند رابطه کوتاه‌مدت جمعی از مرتبه صفر (ایستا) خواهد بود و در نتیجه می‌توان ضرایب الگوی تصحیح خطا را به روش حداقل مربعات معمولی برآورد نموده و از آماره‌های t و F برای آزمون ضرایب رگرسیون استفاده کرد. در صورتی که متغیرهای الگو جمعی از مرتبه صفر و یک باشد، دیگر نمی‌توان الگوی تصحیح خطا را در برآورد ضرایب رابطه کوتاه‌مدت به کار برد (Perman and Stern, 2003).

در صورتی که تعدادی از متغیرها در سطح ایستا و بعضی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شوند، می‌توان برای بررسی رابطه بین متغیرها از الگوی $ARDL$[7] بهره برد (Baltagi and Kao, 2000). الگوی یاد شده توانایی برآورد اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را دارد. الگوی $ARDL$ تعمیم یافته به شرح زیر است :

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_i(L,p)x_{it} + u_t \qquad (۳)$$

در رابطه فوق α_0 عرض از مبداء، y_t متغیر وابسته، x_{it} متغیر توضیحی و L عملگر وقفه[8] می‌باشد. با توجه به رابطه فوق الگوی $ARDL$ منحنی کوزنتس زیست محیطی را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$CP_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{f}\lambda_k CP_{t-k} + \sum_{i=1}^{n}\beta_i GPP_{t-i} + \omega_0 GPP_t + u_{1t} \qquad (۴)$$

در رابطه بالا f و n تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرهای توضیحی CP_t و GPP_t می‌باشد. در بلندمدت مقادیر متغیرهای وابسته و مستقل به ازای وقفه‌های متفاوت برابر با یکدیگر است. رابطه‌ی درازمدت منحنی کوزنتس زیست‌محیطی را می‌توان به صورت زیر بیان‌کرد (Stern, 2004) :

$$CP_t = \phi_0 + \phi_1 GPP_t + u_{2t} \qquad (۵)$$

معادله تصحیح خطای الگوی $ARDL$ منحنی کوزنتس زیست محیطی به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta CP_t = \Delta\alpha_0 + \sum_{k=1}^{f}\lambda_k \Delta CP_{t-k} + \sum_{i=1}^{n}\beta_i \Delta GPP_{t-i} + \theta\, ect_{t-1} + u_{3t} \qquad (۶)$$

در رابطه بالا Δ، عملگر تفاضل[9]، λ_k و β_i ضرایب رگرسیون برآورد شده می‌باشد. ect که بیانگر جزء تصحیح خطا بوده را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$ect_t = CP_t - \phi_0 - \phi_1 GPP_t \qquad (۷)$$

ضریب جزء تصحیح خطا (θ) سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. برای برآورد رابطه درازمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای بهره برد (Roca *et al.*, 2001; Baltagi and Kao, 2000). در گام اول وجود رابطه درازمدت بین متغیرهای الگو مورد مطالعه قرار می‌گیرد. در این راستا از آزمون F استفاده می‌شود، فرضیه صفر در آزمون مذکور صفر بودن ضرایب ω_0 و v_0 است. مقدار آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran *et al.*, (1996) مقایسه می‌شود. در مرحله بعد پس از اثبات وجود رابطه درازمدت بین متغیرها، ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت با

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده از روابط (۴) و (۵) برآورد می‌گردد. در برآورد این ضرایب ابتدا باید درجه جمعی متغیرها با کمک شاخص‌های آکایک[10] یا شوارتز[11] مشخص گردد و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ضرایب یاد شده محاسبه گردند.

نتایج

داده‌های به کار رفته در پژوهش حاضر به صورت سری زمانی و شامل سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۰۴ می‌باشد. داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه از شاخص‌های توسعه جهانی که توسط بانک جهانی منتشر می‌شود، جمع‌آوری گردیده است. میزان انتشار دی اکسید کربن در این دوره به طور متوسط بیش از ۲۱۸ میلیون تن می‌باشد. این در حالی است که میزان رشد انتشار آلاینده فوق در این دوره زمانی بیش از ۱۸۰ درصد است.

جهت بررسی ایستایی سری‌های زمانی انتشار کربن سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته[12] استفاده گردید. بر این اساس طول وقفه بهینه با استفاده از آماره آکایک تعیین گردید. نتایج مربوط به آزمون ایستایی متغیرهای مورد استفاده در جدول (۱) گزارش گردیده است.

مقادیر آماره محاسباتی برای تفاضل مرتبه اول انتشار دی‌اکسید کربن سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب برابر با ۵/۵۹- و ۵/۷۷- می‌باشد. مقادیر یاد شده در مقایسه با مقادیر بحرانی بیانگر ایستایی تفاضل مرتبه اول سریهای فوق است. از این رو می‌توان الگوی *ARDL* را برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها الگو بکار برد. لازم به ذکر است که از میان انواع الگوهای موجود، الگوی خطی با توجه به معیارهای انتخاب مدل، به عنوان الگوی مناسب، مورد بررسی

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

شرح	انتشار دی اکسید کربن سرانه		تولید ناخالص داخلی سرانه	
متغیر	سطح داده	تفاضل مرتبه اول	سطح داده	تفاضل مرتبه اول
آماره آکایک	۱۱۵/۴۵	۱۷۵/۰۹	۲۳/۰۵	۲۸/۱۱
طول وقفه	۰	۰	۱	۱
مقدار آماره محاسباتی	-۲/۴۹۲	-۵/۷۷*	-۲/۳۰	-۵/۵۹*
مقدار آماره بحرانی	-۳/۶۹۲	-۳/۵۸	-۲/۹۷	-۳/۵۸

* معنی‌دار در سطح یک درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد الگوی *ARDL* به شرح زیر است:

جدول۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی *ARDL*(1,1)

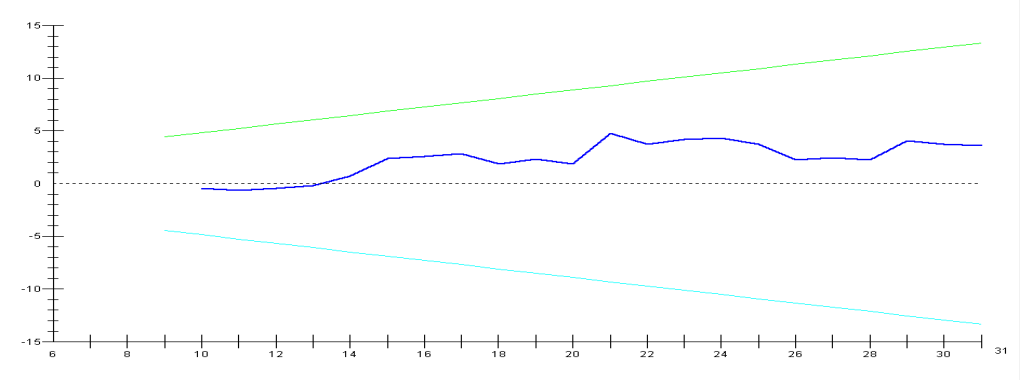
نام متغیر		ضریب	آماره t	انحراف معیار
CP(-1)	انتشار گاز کربن سرانه با یک وقفه	۰/۸	۷/۳۱*	۰/۱۱
GPP	تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۰۳	۴/۱۱*	۰/۰۰۰۷۴
GPP(-1)	تولید ناخالص داخلی سرانه با یک وقفه	-۰/۰۰۲	-۴*	۰/۰۰۰۶۲
$\overline{R}^2$ = ۰/۸۵		F =۷۴/۰۵		

* معنی دار در سطح یک درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به عدم وجود خودهمبستگی در الگو، ضرایب برآورد شده قابل اطمینان می‌باشد. تغییر ساختاری در داده‌ها توسط آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ بررسی گردید، همانطور که در شکل‌های (۱) و (۲) مشاهده می‌شود، طی دوره مورد مطالعه تغییر ساختاری وجود ندارد. درشکل‌های زیر خطوط مستقیم بیانگر مرزهای بحرانی در سطح پنج درصد است.

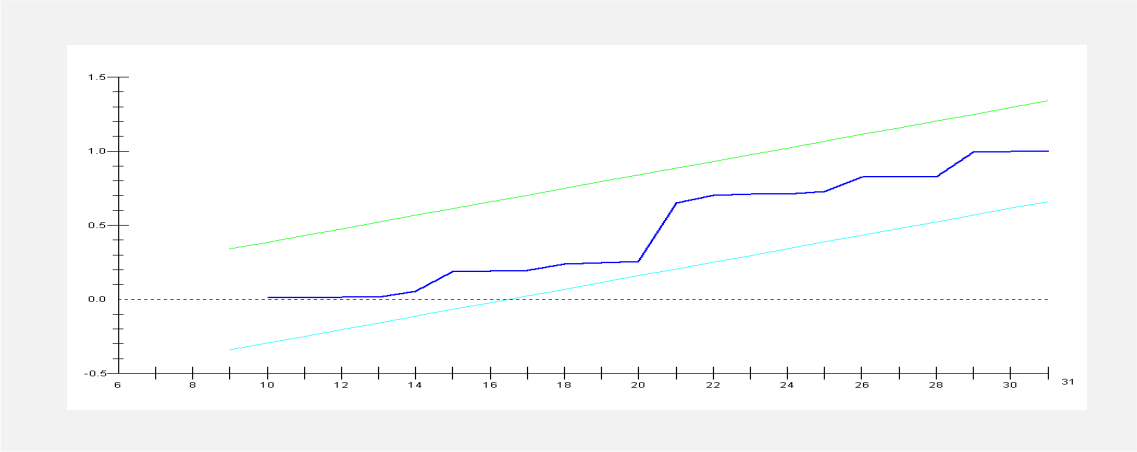
وجود یا عدم وجود رابطه درازمدت بین متغیر وابسته انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه و متغیر توضیحی تولید ناخالص داخلی سرانه را می‌توان با استفاده از آزمون F بررسی نمود. اگر آماره F محاسباتی بیشتر از مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی Pesaran *et al.*, (1996) باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها رد می‌گردد. مقایسه آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی بیانگر وجود رابطه درازمدت بین متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد.



شکل۱- آزمون CUSUM برای تغییر ساختاری

www.SID.ir

Archive of SID



شکل۲- آزمون CUSUMQ برای تغییر ساختاری

براساس الگوی *ARDL* برآورد شده، رابطه درازمدت منحنی کوزنتس زیست محیطی دی‌اکسیدکربن را می‌توان به شرح زیر بیان نمود:

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد رابطه درازمدت

نام متغیر		ضریب	آماره t	انحراف معیار
GPP	تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۰۲۹	۹/۹۶	۰/۰۰۰۳

* معنی‌داری در سطح یک درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین انتشار سرانه دی اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی سرانه از الگوی تصحیح خطا استفاده شد. نتایج حاصل از الگوی یاد شده در جدول (۴)آورده شده است.

همان‌طور که مشاهده می‌شود در کوتاه مدت بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار سرانه کربن رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. ضریب جزء تصحیح خطا برابر با ۰/۱۹ – بوده و به لحاظ آماری معنی‌دار است. مقدار یاد شده به مفهوم آن است که ۱۹ درصد انحرافات متغیر انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن از مقدار تعادلی درازمدت

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا

نام متغیر		ضریب	آماره t	انحراف معیار
dGPP	تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۰۳	۴/۱۱*	۰/۰۰۰۷
ECM(-1)	جزء تصحیح خطا	-۰/۱۹	-۱/۷۳**	۰/۱۱
$\overline{R}^2$ = ۰/۳۷		F =۱۷/۰۸		

* معنی‌داری در سطح یک درصد

** معنی‌داری در سطح پنج درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. از این رو می‌توان گفت که سرعت تعدیل در الگوی فوق پایین است. این مسئله بیانگر آن است که تولید ناخالص داخلی در کشور در کوتاه مدت و بلند مدت به افزایش دی‌اکسید کربن انجامیده و در مجموع به انتشار بیشتر آلودگی منجر خواهد شد.

بررسی وجود منحنی کوزنتس دی‌اکسید کربن در ایران

همانطوری که از جدول (۱) نیز پیداست متغیرهای انتشار سرانه‌ی دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص سرانه و توان دوم آن در دوره‌ی مورد مطالعه ناایستا می‌باشند.

پس از یک بار تفاضل‌گیری از متغیرهای انتشار سرانه‌ی دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص سرانه ایستا می‌شوند. بنابراین، به‌جای تخمین تابع (۲) که رابطه درجه دوم انتشار دی‌اکسیدکربن سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه را نشان می‌دهد، تابع زیر برآورد گردید:

$$dCP_t = \alpha_0 + \alpha_1 . dGpp_t \qquad (۸)$$

که dCP_t و Gpp_t به ترتیب تفاضل انتشار دی‌اکسید کربن سرانه از وقفه اول خودش و تولید ناخالص داخلی سرانه از وقفه اول خودش بوده و α_0 و α_1 نیز پارامترهای الگو می‌باشند. نتایج برآورد این الگو در جدول زیر خلاصه شده است.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد الگوی تفاضلی (۸)

نام متغیر	ضریب	آماره t	انحراف معیار
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۰۲	۳/۵۹	۰/۰۰۰۵۶
عرض از مبدا	۰/۰۰۰۰۵۴	۰/۷۹	۰/۰۰۰۰۶۸
$\overline{R}^2$ =۰/۲۹		R^2 =۰/۳۱	

* معنی‌داری در سطح یک درصد ، ** معنی‌داری در سطح پنج درصد

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶- آزمون‌های کنترل تشخیصی اجزای اخلال برای الگوی تفاضلی (۸)

آزمون	درجه آزادی	مقدار آماره χ^2	سطح احتمال (P- Value)
خود همبستگی	۱	۱/۵۴	۰/۲۱۵
شکل تبعی تابع	۱	۱/۲۴	۰/۲۶۶
نرمال بودن	۲	۳/۳۰	۰/۱۹۲

ماخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج تخمین الگوی تفاضلی (۸) که در جداول (۵) و (۶) گزارش گردیده، نشان می‌دهد که تصریح الگوی برآورد شده صحیح می‌باشد؛ همچنین مشکل خود همبستگی بین اجزای اخلال که با آزمون ضریب لاگرانژ[۱۳] (که از توزیع χ^2 تبعیت می‌کند) و فرض صفر آن عدم وجود خود همبستگی می‌باشد، آزمون گردید. نتایج نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی بین اجزای اخلال وجود ندارد. نرمال بودن اجزای اخلال الگوی برآورد شده نیز با استفاده از آزمون Jarque-Bera که فرض صفر آن نرمال بودن اجزای اخلال بوده و از توزیع χ^2 تبعیت می‌کند، بررسی گردید. نتایج این آزمون نیز بیانگر نرمال بودن اجزای اخلال الگوی برآورد شده می‌باشد. بنابراین، آماره t و R^2این الگو قابل استفاده می‌باشند. که آماره t و R^2به‌ترتیب بیانگر معنی‌دار بودن ضریب تفاضل مرتبه اول متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و معنی‌دار بوده کل الگو می‌باشند.

چنان‌چه ضریب متغیر توضیحی (تفاضل مرتبه اول متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه) کوچکتر از یک باشد منحنی کوزنتس زیست‌محیطی وجود دارد (Lise and Montfort, 2005). بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که منحنی کوزنتس دی‌اکسیدکربن در ایران برای دوره مورد مطالعه وجود دارد.

بحث

اثبات وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی دی‌اکسیدکربن زمینه مناسب به منظور بهره‌گیری سیاستی و تدوین راهبرد مناسب مصرف انرژی را فراهم خواهد آورد. پژوهش حاضر با توجه به محدودیت‌های پیش‌روی در حوزه وجود داده‌های انتشار آلاینده‌های مختلف نتوانسته وجود چنین ارتباطی را برای سایر آلاینده‌ها مورد آزمون قرار دهد. از این رو، ضروری است تا با توجه اهمیت متغیرهای زیست‌محیطی در تصمیمات اقتصادی قرن ۲۱، چارچوبی مناسب برای جمع‌آوری و ورود چنین پارامترهایی در الگوهای اقتصادی تدوین شود.

پی‌نوشت‌ها

1- Environmental Kuznets Curve
2- Threshold Point
3- Per Capita Co_2 Emission
4- Gross Domestic Production per capita
5- Spurious Regression
6- Error Correction Models
7- Auto Regressive Distributed Lag
8- Lag Operator
9- Difference Operator
10- Akaike
11- Schwartz
12- Augmented Dicky - Fuller
13- Lagrange Multiplier

منابع

Turner, R.K., D.W. Pearce and I. Bateman (1995). Environmental Economics. Baltimore, Maryland: John Hopkins University Press.

Baltagi, B.H. and C. Kao (2000). Nonstationary Panels Cointegration in Panels and Dynamic Panels*: A Survey*. TAMU working paper.

Beckerman, W. (1992). Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment*?*. World Development, 20 (4): 481 - 496.

www.SID.ir

Archive of SID

Hilton, F.G.H. and A. Levinson (1998). Factoring the Environmental Kuznets Curve: Evidence from Automobile Lead Emissions. Journal of Environmental Economics and Management, 35: 126-141.

Jha, R. and K.V. Bhanu Murthy (2003). An Inverse Global Environmental Kuznets Curve. Journal of Comparative Economics, 31: 352-368.

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. American Economic Review, 45 (1): 1- 28.

Lise, W. and K. Van Montfort (2005). Energy Consumption and GDP in Turkey: Is There a Cointegration Relationship. Energy Economics, 29: 1166-1178.

List, J.A. and C.A. Gallet (1999). The Environmental Kuznets Curve: Does One Size Fit All. Ecological Economics, 31: 409-23.

Millimet, D.L., J.A. List and T. Stengos (2003). The Environmental Kuznets Curve: Real Progress or Misspecified Models. The Review of Economics and Statistics, 85(4):1038--1047.

Pepper, W., A. Sankovski and J. Leggett (2005). Probabilistic Modeling of Sulfur and Nitrogen Pollution Controls and Their Relations with Income. Journal of Environment and Development, 14: 197-219.

Bhattarai, M. and M. Hammig. (2001). Institutions and the Environmental Kuznets Curve for Deforestation: A Cross country Analysis for Latin America, Africa and Asia. World Development, 29: 995-1010.

Constantini,V. and S. Monni (2008). Environment human development and economic growth. Ecological Economics, 64: 867-880.

Culas, R.J. (2007). Deforestation and environmental Kuznets curve: an institutional perspective. Ecological Economics, 61: 429-437.

Dasgupta, S., B. Laplante, H. Wang and D. Wheeler (2002). Confronting the Environmental Kuznets Curve. Journal of Economic Perspectives, 16 (1): 147-168.

Grossman, G.M. and A.B. Kruger (1995). Economics Growth and the Environment. Quarterly Journal of Economica, 110: 353-377.

Harbaugh, W.T., A. Levinson and D.M. Wilson (2002). Re examing the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve Source. Review of Economics and Statistics, 84: 541-551.

Harris, R.D. and E. Tzavalis (1999). Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed. Journal of Econometrics, 91: 201-226.

www.SID.ir

Archive of SID

Stern, D.I. (2004). The Rise and fall of the Environmental Kuznets Curve. World Development, 32 (8): 1419-1439.

Stokey, N.L. (1998). Are there Limits to Growth?. International Economic Review, 39 (1): 1-31.

Phu, V.N. (2003). A Semi parametric Analysis of Determinants of a Protected Area. Applied Economics Letters, 10: 661-65.

Wagner, M. (2008). The Carbon Kuznets Curve: A cloudy picture Emitted by Bad Econometrics?. Resource and Energy Economics, 30: 388-408.

Perman, R. and D.I. Stern (2003). Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests that the Environmental Kuznets Curve does not exist, The Australian. Journal of Agricultural and Resource Eco-nomics, 47 (3): 325 - 347.

Pesaran M.H., Y. Shin and R.J. Smith (1996). Testing for the Existence of a Long Run Relationship. DAE Working Paper, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Ranjan, R. and J. Shortle (2007). The environmental Kuznets curve when the environment exhibits hysteresis. Ecological Economics, 64(1): 204-215.

Roca, J., E. Padilla, M. Farre and V. Galletto (2001). Economic Growth and Atmospheric Pollution in Spain: Discussing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis. Ecological Economics, 39: 85-99.

Stern, D.I. (2005). Beyond the Environmental Kuznets Curve: Diffusion of Sulfur-Emissions-Abating Technology. Journal of Environment and Development, 14: 101-24.

Stern, D.I. and M.S. Common (2001). Is There an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?. Journal of Environmental Economics and Management, 41: 162--178.

Stern, D.I. (2002). Explaining Changes in Global Sulfur Emission: an Econometric Decomposition Approach. Ecological Economics, 42: 201-220.

www.SID.ir