بررسی رابطه میان انتشار گاز گلخانه ای CO_2 و رشد بخش کشاورزی در ایران: کاربرد نظریه زیست محیطی کوزنتس

سمیرا فلاحی و سید نعمت اله موسوی*

چکیده

در مطالعه حاضر، رابطه میان انتشار گاز گلخانه ای CO_2 و رشد بخش کشاورزی با استفاده از تئوری زیست محیطی کوزنتس در قالب یک مدل سری زمانی برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۹ در ایران بررسی شد. با هدف برآورد رابطه بلند مدت بین متغیرها و با توجه به نتایج ایستایی، مدل خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) درنظر گرفته شده است. نتایج حاصل از برآورد نشان داد که متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، مصرف سرانه انرژی، نرخ رشد جمعیت، درجه باز بودن اقتصاد و شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی، اثر معنی داری بر میزان انتشار دارند. هم چنین نتایج حاکی از وجود یک رابطه درجه دوم بین تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان انتشار است. به عبارت دیگر نظریه زیست محیطی کوزنتس در رابطه با انتشار CO_2 در ایران صادق می باشد.

طبقه بندی JEL: Q56

واژه های کلیدی: دی اکسیدکربن، رشد بخش کشاورزی، نظریه زیست محیطی کوزنتس، مدل خود توضیح با وقفه های گسترده

مقدمه

افزایش جمعیت کره زمین و صنعتی شدن جوامع از یک طرف و جنگل زدایی و تخریب محیط زیست از طرف دیگر باعث افزایش روز افزون گازهای گلخانه ای در سطح کره زمین طی دهه های اخیر شده است (نصر اللهی و غفاری گولک، ۱۳۸۸). تحقیقات مختلف نشان از تاثیر این افزایش بر روی کره زمین دارد. مهم ترین اثر افزایش گازهای گلخانه ای، افزایش درجه حرارت اتمسفر کره زمین است که در نوشته های علمی از آن به عنوان گرم شدن جهانی اطلاق می شود (واثقی و اسماعیلی، ۱۳۸۶). حدود ۶۰ درصد آثار گلخانه ای و افزایش درجه حرارت کره زمین ناشی از فعالیت های بشر مربوط به انتشار گاز دی اکسیدکربن می باشد (فطرس و همکاران، ۱۳۸۹). منبع اصلی انتشار این گاز، احتراق سوخت های فسیلی است که در حال حاضر ابزار اصلی تولید انرژی در نظام های اقتصادی می باشد. علاوه بر این وجود انرژی عامل اساسی در دستیابی به توسعه اقتصادی است و در کشورهای در حال توسعه شدیدا

* به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت

E-mail: fallahiss@yahoo.com

مورد نیاز است (دهقانیان و همکاران، ۱۳۷۴). افزایش گازهای گلخانه ای و به دنبال آن افزایش درجه حرارت کره زمین، آثار و پیامدهای مختلف و پیچیده ای را به دنبال دارد. از مهم ترین این آثار و پیامدها می توان: بالا آمدن سطح آب دریاها، آسیب های وارده بر بخش انرژی، کشاورزی، منابع آبی، آثار بر بهداشت و سلامت انسان ها، زندگی پرندگان، افزایش احتمال وقوع آتش سوزی در جنگل، افزایش شدت بیابان زدایی در مناطق خشک، اثر احتمالی بر گسترش بیماری های گیاهی در جنگل ها را نام برد (واثقی و اسماعیلی، ۱۳۸۶). اما در بین همه این تحولات، تاثیر این مساله بر بخش کشاورزی می تواند یک مساله قابل ملاحظه باشد (آماده و همکاران، ۱۳۸۸). زیرا گرم تر شدن کره زمین در نتیجه افزایش انتشار گاز های گلخانه ای به نوبه خود بر وضعیت اجزا دیگر سیستم اقلیم تاثیر گذاشته و پدیده تغییر آب و هوا را موجب می گردد (بادها و همکاران، ۲۰۰۱). یکی از اثرات پدیده تغییر آب و هوا، آسیب های ایجاد شده در بخش کشاورزی است. به علت تغییر الگوی بارش و دمای متوسط جو، این پدیده می تواند بر تولید انواع محصولات باغی و کشاورزی که عمده ترین منابع غذایی کشور را تشکیل می دهند، آسیب وارد کند (تقدیسیان و میناپور، ۱۳۸۲). از این رو برای حفاظت از محیط زیست و حتی حفظ فعالیت های اقتصادی، بایستی رشد اقتصادی متوقف شود و جهان به سمت اقتصاد در وضعیت پایا حرکت کند (پانایاتو، ۲۰۰۰). در طرف دیگر این طیف، عده ای معتقد هستند سریع ترین راه برای بهبود کیفیت محیط زیست در امتداد مسیر اقتصادی قرار دارد (نصراللهی و غفاری گولک، ۱۳۸۸). به عبارت دیگر در این دیدگاه رشد به عنوان پیش زمینه ای برای کیفیت محیط زیست تلقی می شود (پژویان و مرادحاصل، ۱۳۸۶). اثرات زیست محیطی رشد اقتصادی در سال های اخیر توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است. اغلب مطالعات صورت گرفته در زمینه اقتصاد محیط زیست به دنبال کشف رابطه معناداری بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی بوده اند. مطالعات تجربی متعددی وجود دارد که به بررسی ارتباط بین انواع تخریب محیط زیست همانند آلودگی هوا، خاک، آب، جنگل زدایی و تولید ناخالص داخلی پرداخته اند. برای نخستین بار کوزنتس (۱۹۵۵) رابطه ای را تحت عنوان منحنی کوزنتس بین رشد درآمد و نابرابری درآمد ارائه کرد. پس از آن اقتصاد دانان علاقمند به محیط زیست با استفاده از تئوری وی، ارتباط بین رشد درآمدی و تخریب محیط زیست را تحت عنوان تئوری زیست محیطی کوزنتس بررسی کردند که در ادامه مواردی از آنها ذکر گردیده است.

فادها و زاگ دوود (۲۰۱۰)، ارتباط بین رشد اقتصادی و انتشار آلودگی را برای کشور تونس مطالعه کردند. وجود رابطه میان انتشار دی اکسیدکربن و دی اکسید سولفور (به عنوان شاخص زیست محیطی) و تولید ناخالص داخلی سرانه تأیید گردید. نتایج این مطالعه نشان داد که یک ارتباط معکوس U شکل بین انتشار دی اکسید سولفور و تولید ناخالص داخلی سرانه با نقطه برگشتی معادل ۱۲۰۰ دلار وجود دارد، اما ارتباط میان انتشار دی اکسیدکربن و تولید ناخالص سرانه، یک ارتباط فزاینده یکنواخت است. هی و ریچارد (۲۰۱۰)، وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس را برای انتشار دی اکسیدکربن در کشور کانادا طی یک دوره ۵۷ ساله مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج مدل پارامتریک درجه سه بیان می کند که احتمالاً چنین رابطه ای میان انتشار دی اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود ندارد. اما زمانی که ارتباط غیر خطی میان تولید ناخالص سرانه با انتشار دی اکسیدکربن مورد بررسی قرار گرفت، شواهد حاکی از وجود یک ارتباط فزاینده میان این متغیرها با شیب متغیر در طول زمان بود. در مطالعه نصیر و رحمان (۲۰۱۱)، رابطه میان انتشار کربن، درآمد، مصرف انرژی و تجارت خارجی در پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۲ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون همگرایی جوهانسون در این مطالعه نشان داد که یک رابطه بلند مدت درجه دو بین انتشار کربن و درآمد وجود دارد. علاوه بر این، نتایج نشان داد، مصرف انرژی و تجارت خارجی، اثرات مثبت بر انتشار کربن دارند. در نهایت شواهدی از وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس برای انتشار کربن در پاکستان مشاهده شد. نصر اللهی و غفاری گولک (۱۳۸۸)، رابطه انتشار سرانه دی اکسیدکربن و شاخص توسعه انسانی را به کمک داده های تلفیقی (پانلی) در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس، برای کشورهای آسیای جنوب غربی و

کشورهای عضو پیمان کیوتو طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۰ ارزیابی نمودند. نتایج این بررسی، برای کشورهای آسیای جنوب غربی یک رابطه افزایشی خطی بین انتشار دی اکسیدکربن و شاخص توسعه انسانی را نشان داد و این رابطه برای کشورهای عضو پیمان کیوتو به صورت یک رابطه N شکل به دست آمد. فطرس و همکاران (۱۳۸۹)، در پژوهشی با تکیه بر نظریه های اقتصادی و با استفاده از روش داده های تلفیقی، شواهد تجربی آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک را بررسی نمودند. در این تحقیق، با استفاده از داده های دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰، دی اکسیدکربن سرانه به عنوان شاخص آلودگی و تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان شاخص رشد اقتصادی، فرضیه زیست محیط کوزنتس آزمون شد. نتایج نشان داد که در مراحل اولیه رشد اقتصادی این کشورها، آلودگی هوا افزایش یافته است. افزایش درآمدهای کشورهای عضو اوپک عمدتاً ناشی از صادرات نفت و گاز است. بنابراین، در بدو امر، افزایش درآمد با تخریب زیست محیطی همراه بوده است. اما با تداوم رشد و واردات تکنولوژی های کمتر آلاینده کیفیت زیست محیطی این کشورها بهبود یافته است. بنابراین فرضیه زیست محیطی کوزنتس در این کشورها صادق می باشد. در مطالعه ای عرب مازار و صداقت پرست (۱۳۸۹)، منحنی زیست محیطی کوزنتس را به صورت منطقه ای در سطح شهر تهران برای پسماندهای جامد مورد بررسی قرار دادند. دوره مورد مطالعه سال های ۱۳۸۵-۱۳۷۵ بود. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد گرچه فرضیه زیست محیطی کوزنتس به اثبات نمی رسد ولی اثر سیاست تفکیک از مبدا پسماندهای خشک که از سال ۱۳۸۳ به اجرا در آمده است، دارای اثر معنی دار است.

در این مطالعه با استفاده از تئوری زیست محیطی کوزنتس، علاوه بر بررسی چگونگی ارتباط بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن در ایران، رابطه میان رشد بخش کشاورزی و انتشار CO_2 نیز مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است.

معرفی مدل

در این تحقیق با استفاده از چارچوب نظری تئوری زیست محیطی کوزنتس و بر اساس مطالعه فادها و زاگ دوود (۲۰۱۰)، مدل استفاده شده جهت برآورد تابع انتشار CO_2 در ایران به صورت زیر می باشد:

$$CO_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 GDP_t + \alpha_2 GDP_t^2 + \alpha_3 AGRIGDP_t + \alpha_4 GINI_t + \alpha_5 E_t + \alpha_6 RPOP_t + \alpha_7 OPEN_t + \alpha_8 T + \alpha_9 D_1 + \alpha_{10} D_2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

در رابطه فوق:

CO_{2t} : انتشار گاز دی اکسیدکربن (میلیون تن) در سال t

GDP_t : تولید ناخالص داخلی سرانه در سال t به میلیارد ریال که از تقسیم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ در هر سال به میزان جمعیت در همان سال به دست آمده است.

$AGRIGDP_t$: ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ در سال t

$GINI_t$: ضریب جینی در سال t

E_t : مصرف سرانه انرژی (معادل میلیون بشکه نفت خام) در سال t

$RPOP_t$: نرخ رشد جمعیت (درصد) در سال t

$OPEN_t$: درجه باز بودن اقتصاد در سال t که به صورت نسبت مجموع ارزش صادرات و واردات کالا و خدمات بر اساس قیمت ثابت ۱۳۷۶ به تولید ناخالص داخلی بر اساس قیمت ثابت ۱۳۷۶ اندازه گیری می شود.

T : متغیر روند زمانی

D_1 : متغیر موهومی جنگ و انقلاب که برای سال های ۱۳۶۸-۱۳۵۹ ارزش یک و برای بقیه سال ها ارزش صفر دارد.

D_2 : متغیر موهومی بیانگر شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی. سال هایی که کشور ایران در این برنامه ها شرکت کرده (سال های ۱۳۸۴، ۱۳۷۶، ۱۳۷۵، ۱۳۶۹) با عدد یک و در بقیه سال ها با عدد صفر نشان داده شده است.

ε_t : جمله اخلال معادله

آمار و اطلاعات مورد نیاز در این مطالعه از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی ایران، گزارش سالانه بانک جهانی و اداره اطلاعات انرژی (EIA) ایالات متحده استخراج گردید. به منظور تخمین مدل مورد نظر و انجام آزمون های مربوط از بسته های نرم افزاری Eviews 6 و Microfit 4.1 استفاده شده است.

برآورد مدل

به منظور بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیر های توضیحی الگو، می توان از روش های همجمعی مانند روش انگل-گرنجر و مدل های تصحیح خطا (ECM) استفاده نمود. الگوهای تصحیح خطا نوسانات کوتاه مدت متغیر ها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می دهند. در صورتی که متغیر های الگو هم جمع باشند، جمله پسماند رابطه کوتاه مدت جمعی، از مرتبه صفر (ایستا) خواهد بود و در نتیجه می توان ضرایب الگوی تصحیح خطا را بدون هراس از به دست آوردن یک رگرسیون کاذب، به روش OLS برآورد کرد و از آماره های t و F در آزمون الگو استفاده نمود. اما در حالتی که متغیر های الگو جمعی از مرتبه صفر و یک باشند، دیگر نمی توان از الگوی تصحیح خطا در برآورد ضرایب کوتاه مدت بهره جست. با این حال، به علت وجود محدودیتهای موجود در استفاده از روش های انگل-گرنجر و مدل ECM و هم چنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل ها، روش های مناسب تری برای تحلیل روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این رابطه می توان به رهیافت ARDL اشاره نمود (پسران و پسران، ۱۹۹۷). در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نیست. هم چنین این روش الگوهای بلند مدت و کوتاه مدت در مدل را به طور همزمان تخمین می زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می کند. لذا، تخمین های روش ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی هم چون خود همبستگی و درون زایی، ناریب و کارا هستند (سیدیکی، ۲۰۰۰).

با توجه به مطالب ارائه شده، مدل ARDL تعمیم یافته به صورت زیر می باشد (پسران و پسران، ۱۹۹۷ و پسران و شین، ۱۹۹۸):

$$\alpha(l,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,p)x_{it} + u_t \ , \quad i = 1,2,\dots,k \ 2 \qquad (2)$$

که در آن α_0 عرض از مبدا، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می باشد که به صورت زیر تعریف می شود :

$$L^i y_t = y_{t-j} \qquad (3)$$

بنابراین

(4)

$$\alpha(l,p) = 1 - \alpha L^1 - \cdots - \alpha_p L^p \ , \quad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \cdots + \beta_{iq} L_i^q$$

x_{it} ، i امین متغیر مستقل می باشد.

برای تخمین رابطه بلند مدت می توان از یک روش دو مرحله ای استفاده نمود. در مرحله اول وجود یک رابطه بلند مدت بین متغیر های مدل که به وسیله تئوری بیان می شود، مورد بررسی قرار می گیرد. برای این کار، فرض صفر و فرضیه دیگر به صورت زیر تعریف می شود :

H_0 : رابطه بلند مدت بین متغیر ها وجود ندارد.

H_1 : رابطه بلند مدت بین متغیر ها وجود دارد.

جهت تصمیم گیری در مورد رد یا عدم رد فرضیه صفر از آماره F محاسبه شده به وسیله پسران و پسران (۱۹۹۷) و یا آماره t محاسباتی ارائه شده از سوی بنرجی و همکاران (۱۹۹۲) در سطح اطمینان مورد نظر استفاده می شود. اگر وجود رابطه پایدار بلند مدت بین متغیر های مدل اثبات شد، در مرحله دوم، تخمین و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می گیرد.

در بلند مدت روابط زیر بین متغیر ها برقرار خواهد بود:

$$y_t = y_{t-1} = \cdots = y_{t-p} \qquad x_{i,t} = x_{i,t-1} = \cdots = x_{i,t-q} \qquad (5)$$

به طوریکه، $x_{i,t-q}$، q امین وقفه مربوط به i امین متغیر می باشد. رابطه بلند مدت بین متغیر ها می تواند به صورت زیر بیان شود:

$$y = a + \sum_{i=1}^{k} \beta_i x_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)} \qquad (6)$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_{ij}}{\alpha(1,p)} \quad , \quad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \qquad (7)$$

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیر های اقتصادی، مبنای استفاده از مدل های تصحیح خطا را فراهم می کند. معادله تصحیح خطای مدل ARDL نیز به صورت زیر می باشد:

$$\Delta y_t = \Delta \hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p} \hat{\alpha}_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^{k} \hat{\beta}_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=2}^{q} \hat{\beta}_{j,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(1,p) ECT_{t-1} + u_t \qquad (8)$$

در معادله فوق، ECT جزء تصحیح خطا بوده که به صورت زیر تعریف می شود:

$$\mathrm{ECT} = y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k} \hat{\beta}_i x_{it} \qquad (9)$$

که درآن، Δ عملگر اولین تفاضل، $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورد شده از معادله (۱) می باشند. $\alpha(1,p)$ ضریب جمله تصحیح خطا می باشد که سرعت تعدیل را اندازه گیری می کند. تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیر ها را می توان توسط ضابطه های آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان کوئین تعیین کرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

نتایج و بحث

قبل از برآورد مدل، ابتدا باید ایستایی داده های سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد. به منظور بررسی ایستایی متغیرها، از آزمون های دیکی- فولر و دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شد. روش دیکی - فولر بر این فرض استوار است که جملات خطا دچار خود همبستگی نیستند. اما وقتی جملات خطا دارای خود همبستگی باشند، دیگر نمی توان از این روش استفاده کرد، زیرا در این حالت توزیع حدی و کمیت های بحرانی به دست آمده توسط دیکی- فولر صادق نیست، بنابراین جهت انجام این آزمون ابتدا وقفه بهینه تعیین گردید. برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز - بیزین استفاده شده است. معمولا در نمونه های کمتر از ۱۰۰، به منظور از دست ندادن درجات آزادی بیشتر در انجام آزمون، معیار شوارتز - بیزین مورد توجه قرار می گیرد. نتایج حاصل از انجام آزمون ایستایی در جدول (۱) مشاهده می شود.

جدول (۱). نتایج آزمون ایستایی

نام متغیر	مقدارآماره محاسباتی	تعداد وقفه بهینه	درجه جمعی	توضیحات
CO_2	-۶/۳۰**	۱	I(1)	با عرض از مبدا - روند
GDP	-۲/۳۵**	۳	I(0)	با عرض از مبدا - روند
GDP^2	-۳/۹۴***	۳	I(0)	با عرض از مبدا - روند
AGRIGDP	-۲/۴۸***	۰	I(0)	با عرض از مبدا - روند
GINI	-۲/۷۶***	۰	I(0)	با عرض از مبدا - روند
E	-۴/۴۸***	۱	I(1)	با عرض از مبدا - روند
RPOP	-۱/۷۹*	۱	I(0)	بدون عرض از مبدا - روند
OPEN	-۳/۹۴**	۴	I(0)	با عرض از مبدا - روند

*، **و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مأخذ: یافته های تحقیق

براساس نتایج حاصل از جدول (۱)، متغیرهای GDP (تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶(میلیارد ریال))، GDP^2 (توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه)، AGRIGDP (ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶(میلیارد ریال))، GINI (ضریب جینی)، RPOP (نرخ رشد جمعیت (درصد)) و OPEN (درجه باز بودن اقتصاد)، در سطح ایستا هستند، در حالی که متغیرهای CO_2 (انتشار دی اکسیدکربن (میلیون تن)) و E (مصرف سرانه انرژی (معادل میلیون بشکه نفت خام)) دارای ریشه واحد می باشند.

پس از بررسی ایستایی متغیرها، آزمون شکست ساختاری در مورد متغیرهای نا ایستا (CO_2 و E) مورد بررسی قرار گرفت که نتایج حاکی از عدم وجود شکست درآنها بود.

انتخاب مدل

نتایج به دست آمده از برآورد مدل خود توضیح با وقفه گسترده (ARDL) جهت تعیین وقفه بهینه و به عبارت دیگر تعیین مدل اصلی در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول (۲). نتایج حاصل از برآورد الگوی تفضیلی بین متغیرها بر اساس مدل ARDL (۰و۱و۱و۰و۱و۱و۱)

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
$CO_2(-1)$	انتشار دی اکسیدکربن با یک وقفه	۰/۴۱۵**	۰/۱۷۳	۲/۴۰
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	۸۴/۵۶**	۳۳/۵۲	۲/۵۲
GDP(-1)	تولید ناخالص داخلی سرانه با یک وقفه	۱۵۳/۳۷***	۳۷/۴۱	۴/۰۹
GDP^2	توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه	-۱۲/۷۱***	۳/۹۲	-۳/۲۳
$GDP^2(-1)$	توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه با یک وقفه	-۲۰/۰۴***	۴/۶۷	-۴/۲۹
AGRIGDP	ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۲۴/۶۴**	۸/۳۸	-۲/۹۳
AGRIGDP(-1)	ارزش افزوده بخش کشاورزی با یک وقفه	-۸۹/۹۰***	۲۳/۹۵	-۳/۷۵
GINI	ضریب جینی	-۶۷/۵۴	۵۶/۲۲	-۱/۲۰
E	مصرف سرانه انرژی	۰/۷۵**	۰/۳۴	۲/۱۵
E(-1)	مصرف سرانه انرژی با یک وقفه	۰/۵۱*	۰/۲۸	۱/۸۲
RPOP	نرخ رشد جمعیت	۲۴/۰۲***	۵/۸۷	۴/۰۸
RPOP(-1)	نرخ رشد جمعیت با یک وقفه	۶/۵۷	۴/۸۸	۱/۳۴
OPEN	درجه باز بودن اقتصاد	-۷۱/۱۵***	۱۶/۰۱	-۴/۴۴
C	مقدار ثابت	-۸۶/۸۰*	۴۸/۶۶	-۱/۷۸
T	روند زمانی	-۶/۲۰***	۱/۴۱	-۴/۳۹
D_1	متغیر موهومی جنگ و انقلاب	-۱/۷۹	۵/۷۷	-۰/۳۱
D_2	متغیر موهومی شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی	-۴/۹۱**	۱/۶۶	-۲/۹۵

*، **و *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مأخذ: یافته های تحقیق

جهت تعیین تعداد وقفه بهینه متغیرهای الگو، با توجه به محدود بودن دوره زمانی مورد مطالعه، از معیار شوارتز - بیزین استفاده گردید. نتایج برآورد نشان داد که با توجه به معیار شوارتز - بیزین مدل ARDL (۰ و۱و۱و۰و۱و۱و۱) انتخاب می شود.

از طرف دیگر آماره های تشخیص، تمامی فروض کلاسیک را تأیید می کند و مشکلی از نظر خود همبستگی، واریانس ناهمسانی و خطای تصریح ندارد و آزمون نرمال بودن نیز نشان دهنده نرمال بودن اجزای اخلال می باشد که نتایج آن در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳). نتایج آزمون های فروض کلاسیک

آزمون های انجام شده	آماره محاسباتی	وضعیت
معنی داری کل تابع	F=۱۹/۴۷ (۰/۰۰۰)	معنی دار
ضریب تعیین	R2=۰/۹۶	----------
خود همبستگی	F=۰/۲۷۲۱۶ (۰/۶۱۴)	عدم خود همبستگی
نرمال بودن جمله پسماند	X2=۰/۹۳ (۰/۶۲۷)	نرمال
واریانس ناهمسانی	F=۱/۰۲۳۷ (۰/۳۲۱)	واریانس همسانی

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به جدول (۳)، آماره F حاکی از معنی داری کل تابع می باشد. ضریب تعیین مدل (R^2)، ۰/۹۶ به دست آمده است که نشان دهنده قدرت توضیح دهی بالای مدل است. در واقع مدل ارائه شده در جدول (۲) جهت تعیین وقفه بهینه و به عبارت دیگر تعیین مدل اصلی، مورد بررسی قرار گرفته است که با توجه به معنی داری این تابع و قابل انتظار بودن علامت ضرایب، این مدل به عنوان بهترین مدل انتخاب گردید.

برآورد روابط بلند مدت بین متغیرهای مدل EKC

پس از تعیین وقفه بهینه و انتخاب مدل اصلی، فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل آزمون می شود. برای این منظور، در این مطالعه از آزمون F استفاده شد. با توجه به این که مقدار F محاسباتی مبنی بر وجود رابطه بلند مدت (۶/۲۴) معنی دار و در سطح اطمینان ۹۹٪ بیشتر از حدود بحرانی ارائه شده توسط پسران و پسران (۴/۶۹۴ و۳/۴۱۸) می باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بلند مدت را رد کرده و نتیجه نشان می دهد که یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مدل کوزنتس در ایران وجود دارد که نتایج آن در جدول (۴) آورده شده است.

جدول (۴). نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت تابع زیست محیطی کوزنتس بر اساس الگوی (۰و۱و۱و۰و۱و۱و۱) ARDL

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	۱۱۷/۷۹**	۴۶/۷۳	۲/۵۲
GDP^2	توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه	-۱۲/۵۵۰**	۵/۵۵	-۲/۲۶
AGRIGDP	ارزش افزوده بخش کشاورزی	۱۱۱/۷۰**	۴۰/۷۲	۲/۷۴
GINI	ضریب جینی	-۱۱۵/۶۲	۱۱۰/۱۸	-۱/۰۴
E	مصرف سرانه انرژی	۲/۱۷*	۱/۳۳	۱/۶۳
RPOP	نرخ رشد جمعیت	۲۹/۸۷**	۱۱/۸۴	۲/۵۲
OPEN	درجه باز بودن اقتصاد	-۱۲۱/۸۰**	۵۲/۶۹	-۲/۳۱
C	مقدار ثابت	-۱۴۸/۵۹*	۹۴/۴۲	-۱/۵۷
T	روند زمانی	-۱۰/۶۱**	۴/۷۹	-۲/۲۱
D_1	متغیر موهومی جنگ و انقلاب	-۳/۰۷	۱۰/۳۲	-۰/۲۹
D_2	متغیر موهومی شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی	-۸/۴۱*	۴/۵۵	-۱/۸۴

*و** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰ و ۵ درصد

مأخذ: یافته های تحقیق

بر طبق نتایج جدول (۴)، علامت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت است. به این مفهوم که افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه باعث افزایش انتشار آلودگی می گردد. به عبارت دیگر، میزان افزایش در انتشار CO_2 به ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه، روند صعودی داشته است. علامت و مقدار بالای این ضریب بیانگر این واقعیت است که اصولا رشد اقتصادی (افزایش GDP سرانه) در ایران با ایجاد و تشدید آلودگی همراه و قرین بوده است.

ضریب به دست آمده برای متغیر مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه منفی می باشد که حاکی از روند نزولی (ارتباط) میان تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان انتشار CO_2 دارد. به عبارت دیگر، این ضریب مربوط به آن بخش از منحنی کوزنتس است که بعد از نقطه عطف و در مسیر نزولی قرار دارد.

مقایسه قدر مطلق ضرایب به دست آمده برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور آن بیانگر آن است که شیب منحنی کوزنتس در ایران، در قسمت های صعودی آن بسیار تندتر از قسمت های نزولی آن می باشدکه انتظار می رود با تداوم فرآیند توسعه، این عدم تقارن ملایم تر شود.

در نظر گرفتن توام معنی داری و علامت ضرایب این دو متغیر (GDP و GDP^2) بیانگر وجود رابطه درجه دوم و به شکل U معکوس بین رشد اقتصادی و انتشار CO_2 است. در واقع این رابطه تاییدی بر وجود فروض کوزنتس در ایران می باشد و نشان می دهد که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه ابتدا میزان انتشار CO_2 افزایش می یابد و بعد از نقطه ای به نام نقطه برگشت (عطف)، میزان انتشار با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، کاهش می یابد. در این مطالعه نقطه برگشت منحنی با توجه به رابطه $\frac{-\alpha_1}{2\alpha_2}$ ، ۴/۶۹۱ میلیون ریال به دست آمده است. بررسی تولید ناخالص داخلی سرانه (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) نشان می دهد که این نقطه در محدوده داده های دوره مورد مطالعه واقع شده است که می توان چنین استنباط نمود که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه بیشتر از ۴/۶۹۱ میلیون ریال، میزان انتشار کاهش می یابد.

علاوه بر این، ملاحظه می شود که متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر مثبت و معنی داری بر میزان انتشار دی اکسیدکربن دارد. به بیان دیگر در بلند مدت با افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی، انتشار CO_2 افزایش و با کاهش آن، میزان انتشار گاز گلخانه ای دی اکسیدکربن کاهش می یابد.

در ضمن متغیر ضریب جینی اثری منفی را بر میزان انتشار نشان می دهد. با توجه به عدم معنی داری ضریب این متغیر می توان به این نتیجه رسید که در ایران نابرابری درآمد، اثر معنی داری بر انتشار CO_2 ندارد.

علامت ضریب متغیر مصرف سرانه انرژی مورد انتظار (مثبت) و معنی دار می باشد و این نتیجه نشان می دهد افزایش در مصرف انرژی سبب افزایش انتشار دی اکسیدکربن می شود، در واقع با مصرف انرژی کمتر، میزان انتشار دی اکسیدکربن نیز کاهش می یابد.

متغیر نرخ رشد جمعیت نیز اثری مثبت و معنی دار را برمیزان انتشار CO_2 نشان می دهد. به این مفهوم که با افزایش نرخ رشد جمعیت، آلودگی (انتشار CO_2) افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر با افزایش نرخ رشد جمعیت، تقاضا برای زمین های کشاورزی، منابع انرژی و... افزایش پیدا می کند که این امر از بین رفتن و تخلیه جنگل ها و آلودگی هوا را در پی دارد.

متغیر درجه باز بودن اقتصاد، تاثیر منفی و معنی داری بر متغیر وابسته دارد. این بدین مفهوم است که افزایش مراودات تجاری با کاهش آلودگی زیست محیطی (انتشار دی اکسیدکربن) همراه بوده است. این ضریب می تواند احتمال برقراری سیاست های حفاظت از واردات و حرکت کشور در مسیر واردات کالاهای کثیف (کالاهایی که فرآیند تولید آنها با انتشار آلودگی بالایی همراه است) و صادرات کالاهای تمیز را خاطر نشان نماید. هم چنین این متغیر می تواند تاثیر مثبت پدیده جهانی شدن را بر کاهش سطح آلودگی بیان کند.

متغیر موهومی جنگ و انقلاب به این فرم بود که برای سال هایی که تغییر ساختاری (جنگ و انقلاب) اتفاق افتاده، ارزش یک را دارا است. نتایج تخمین نشان می دهد که این متغیر تاثیر معنی داری بر انتشار CO_2 ندارد. به بیان دیگر، وقوع پدیده جنگ و انقلاب سبب گشته که کشور تمامی توان اقتصادی و سیاسی خود را صرف این تحولات کند که این امر باعث شده صنایع زیر بنایی و کارخانجات در این سال ها گسترش نیافته و در نتیجه موجبات آلودگی بیشتر هوا در این سال ها فراهم نگردد.

ضریب متغیر موهومی شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی منفی و معنی دار می باشد. مقدار به دست آمده برای این ضریب (۸/۴۱-) به صورت نسبی کوچک می باشد که می تواند حاکی از آن باشد که شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی در راستای کاهش آلودگی اثر چندان قابل توجهی نداشته است، که این امر می تواند به دلیل سابقه نه چندان طولانی این برنامه ها باشد. ضمن آنکه ضریب به دست آمده الزاما نیز به این معنا نیست که شرکت در این برنامه ها (نه در زمینه کاهش آلودگی موجود بلکه) در زمینه جلوگیری از آلودگی های جدید بی تاثیر بوده اند.

برآورد رابطه کوتاه مدت بین متغیرهای مدل EKC

در تحلیل های هم انباشتگی، روابط کوتاه مدت میان متغیرها بر اساس ساز و کار یا الگوی تصحیح خطا (ECM) مورد بررسی قرار می گیرد. این الگوها نوسانات یا تغییرات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلند مدت آنها ارتباط می دهند. لذا در الگوی ECM، جمله تصحیح خطا که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است نیز علاوه بر تفاضل متغیرها لحاظ می شود. ضریب این متغیر (ECM) در مدل کوتاه مدت، سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می دهد و انتظار می رود که علامت آن منفی باشد. نتایج مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا (الگوی کوتاه مدت) تابع زیست محیطی کوزنتس جهت بررسی انتشار CO_2 در ایران در جدول (۵) آمده است.

جدول (۵). نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM) تابع زیست محیطی کوزنتس بر اساس الگوی (۰و۱و۱و۰و۱و۱و۱) ARDL

نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار	آمارهt
dGDP	تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی سرانه	۸۴/۵۶**	۳۳/۵۲	۲/۵۲
$dGDP^2$	تفاضل مرتبه اول توان دوم تولید ناخالص داخلی سرانه	-۱۲/۷۱***	۳/۹۲	-۳/۲۳
dAGRIGDP	تفاضل مرتبه اول ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۲۴/۶۴**	۸/۳۸	-۲/۹۳
dGINI	تفاضل مرتبه اول ضریب جینی	-۶۷/۵۴	۵۶/۲۲	-۱/۲۰
dE	تفاضل مرتبه اول مصرف سرانه انرژی	۰/۷۵**	۰/۳۴	۲/۱۵
dRPOP	تفاضل مرتبه اول نرخ رشد جمعیت	۲۴/۰۲***	۵/۸۷	۴/۰۸
dOPEN	تفاضل مرتبه اول درجه باز بودن اقتصاد	-۷۱/۱۵***	۱۶/۰۱	-۴/۴۴
dC	تفاضل مرتبه اول مقدار ثابت	-۸۶/۸۰*	۴۸/۶۶	-۱/۷۸
dT	تفاضل مرتبه اول روند	-۶/۲۰***	۱/۴۱	-۴/۳۹
dD_1	تفاضل مرتبه اول متغیر موهومی جنگ و انقلاب	-۱/۷۹	۵/۷۷	-۰/۳۱
dD_2	تفاضل مرتبه اول متغیر موهومی شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی	-۴/۹۱**	۱/۶۶	-۲/۹۵
ECM(-1)	جمله تصحیح خطا	-۰/۵۸***	۰/۱۷	-۳/۳۷
R^2= ۰/۹۴				
$\overline{R}^2 = 0.86$		DW=1/73		

*، **و *** به ترتیب معنی داری درسطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

مأخذ: یافته های تحقیق

نتایج به دست آمده از الگوی تصحیح خطا، در مورد تمامی متغیرها به جز ارزش افزوده بخش کشاورزی مشابه با نتایج به دست آمده از رابطه بلند مدت در میان متغیرهای الگو می باشد. هم چنین نتایج به دست آمده از رابطه کوتاه مدت در میان متغیرهای الگو نشان دهنده تاثیر کمتر این متغیرها بر میزان انتشار دی اکسیدکربن می باشد.

ضریب جمله تصحیح خطای برآورد شده، معنی دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۵۸- برآورد شده است. بر این اساس می توان چنین استنباط نمود که در هر سال ۰/۵۸ از عدم تعادل یک دوره در مدل در دوره بعد تعدیل می شود. به بیان دیگر اگر شوکی بر هریک از متغیرهای مدل اعمال گردد، حدود دو سال زمان لازم است تا تاثیرات این شوک تعدیل گردد.

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه میان انتشار گاز گلخانه ای دی اکسیدکربن و رشد بخش کشاورزی ایران در قالب تئوری زیست محیطی کوزنتس، مطابق نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها، از رویکرد خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده شد. بر اساس یافته های تحقیق، متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و توان دوم آن، ارزش افزوده بخش کشاورزی، مصرف سرانه انرژی، نرخ رشد جمعیت، درجه باز بودن اقتصاد و شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی از عوامل تاثیرگذار بر میزان انتشار CO_2 شناخته شدند. علامت ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و علامت ضریب متغیر مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه منفی به دست آمد که بیانگر وجود رابطه درجه دوم و به شکل U معکوس بین رشد و انتشار است. در واقع این رابطه فرضیه وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران را تأیید می نماید و نشان می دهد که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه ابتدا میزان انتشار CO_2 افزایش می یابد و بعد از نقطه ای به نام نقطه برگشت (۴/۶۹۱ میلیون ریال) میزان انتشار با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، کاهش می یابد. لازم به ذکر است که میزان تولید ناخالص داخلی سرانه که به عنوان نقطه برگشت در مطالعات مختلف اعلام شده است با توجه به شرایط اقتصادی کشورها و دوره مورد مطالعه متفاوت می باشد. هم چنین نتایج حاصل از برآورد نشان می دهد که متغیرهای ارزش افزوده بخش کشاورزی، مصرف سرانه انرژی و نرخ رشد جمعیت اثر مثبت و معنی دار و در مقابل متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد و شرکت در برنامه های جهانی زیست محیطی اثر منفی و معنی دار بر میزان انتشار دی اکسیدکربن دارند. بعلاوه نتایج نشان می دهد که متغیرهای ضریب جینی و جنگ و انقلاب تاثیر معنی داری بر انتشار آلودگی در ایران ندارند.

نتایج حاصل از برآوردهای کوتاه مدت به جز متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی مشابه نتایج بلند مدت گردید. همان طور که از نتایج مدل کوتاه مدت ملاحظه می شود، ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۵۸-برآورد شده است و می توان چنین استنباط نمود که در هر سال ۰/۵۸ از عدم تعادل یک دوره در مدل در دوره بعد تعدیل می شود. به عبارت دیگر سیاست های زیست محیطی در قالب کنترل CO_2 حدود ۲ سال طول می کشد تا اثر کامل خود را بر اقتصاد ایران آشکار نماید.

بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل، پیشنهادات زیر ارائه می گردد:

۱. از آنجایی که ضریب متغیر مصرف سرانه انرژی در مدل معنی دار شده است و افزایش مصرف سرانه انرژی توام با افزایش انتشار CO_2 می باشد، باید سیاست گذاری و اقدامات لازم در جهت اصلاح و افزایش کارایی مصرف انرژی در کشور انجام پذیرد. برای مثال اقداماتی مانند افزایش قیمت حامل های انرژی، فرهنگ سازی در جهت صرفه جویی در مصرف انرژی و حرکت به سمت استفاده از تکنولوژی های پاک می تواند در این زمینه موثر باشد.

۲. با توجه به اثر ارزش افزوده بخش کشاورزی بر انتشار گاز گلخانه ای دی اکسیدکربن، پیشنهاد می گردد بخش کشاورزی اقدام به تولید محصولاتی نماید که مواد آلاینده (CO_2) کمتری ایجاد می کند (به عنوان مثال تولید بیشتر محصولات زراعی در مقابل محصولات گلخانه ای و دامی).

۳. با توجه به اثر منفی متغیر درجه باز بودن اقتصاد توصیه می شود که دولت در مراودات تجاری به این نکته توجه کند که کالاهایی را وارد کند که تولید آنها در داخل کشور همراه با انتشار آلودگی است، در عوض با توجه به موازنه تراز تجاری اقدام به صادرات کالاهایی نماید که تولید آنها در داخل کشور موجب آلودگی محیط زیست نمی گردد.

منابع

آماده، ح.، حق دوست، ا. و اعظمی، ا. ۱۳۸۸. بررسی رابطه حجم گازهای گلخانه ای و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران: مطالعه موردی دی اکسید کربن، *پژوهشنامه اقتصادی*، (۴) :۲۳۷-۲۰۹.

پژویان، ج. و مرادحاصل، ن. ۱۳۸۶. بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، (۴) :۱۶۰-۱۴۱.

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

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

عرب مازار، ع. ا. و صداقت پرست، ا. ۱۳۸۹. بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس با ملاحظه پسماندهای جامد شهر تهران، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی* ، (۱) :۲۰-۱.

فطرس، م. ح.، غفاری، ه. و شهبازی، ا. ۱۳۸۹. مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت، *فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، (۱) :۷۷-۵۹.

نصراللهی، ز. و غفاری گولک، م. ۱۳۸۸. توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تاکید بر منحنی زیست محیطی کوزنتس)، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، (۲) :۱۲۶-۱۰۵.

نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، چاپ اول، انتشارات موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

واثقی، ا. واسماعیلی، ع. ک. ۱۳۸۶. بررسی وضعیت انتشار گازهای گلخانه ای در ایران واثرات اقتصادی تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی، پایان نامه کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی شیراز.

Baede, A. P. M., Ahlonsou, E., Ding, Y. and Schimel, D. 2001. The climate system: an overview in climate change2001: the scientific basis, contribution of working group to the third assessment report of the intergovernmental Panel on climate change, Cambridge and New York: Cambridge University press, 525-582.

Banerjee, A., Dolado, J. J. and Mester, R. 1992. Some simple tests for cointegration: the cost of simplicity, *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.

Fodha, M. and Zaghdoud, O. 2010. Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: an empirical analysis of environmental Kuznets curve, *Journal of Energy Policy*, (38): 1150-1156.

He, T. and Richard, P. 2010. Environmental Kuznets Curve for CO_2 in Canada, *Journal of Ecological Economics*, (69): 1083-1093.

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

Nasir, M. and Rehman, F. U. 2011. Environmental Kuznets Curve for Carbon emissions in Pakistan: an empirical investigation, *Journal of Energy Policy*, (39): 1857-1864.

Panayotou, T. 2000. Economic growth and the environment, *Harvard university CDI Working Paper*, No. 56.

Pesaran, M. H. and Pesaran, B. 1997. Working with Microfit 4.0: an interactive introduction to econometrics, Oxford University press, Oxford.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. 1998. An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, in (Ed) S. Storm, The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, Chapter II, Cambridge University Press, Cambridge.

Seddighi, H. R., Lawler, K. A. and Katos, A. V. 2000. Econometrics: a practical approach, London and New York.

An Investigation of Relationship Between CO_2 Greenhouse Gas Emissions and Agricultural Sector Growth in Iran: Application of Environmental Kuznets Theory

Samira Fallahi, Seyed Nemat allah Mousavi*

Abstract

In this study the relationship between CO_2 greenhouse gas emissions and agricultural sector growth investigated by environmental Kuznets theory in form of a time series model over the period 1980-2007 in Iran. With the aim of estimation log–run relationship between the variables and according to stationary results has been intended Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) approach. The results of estimation showed that variables include agricultural sector value added, per capita energy consumption, rate of population growth, openness and participation in environmental world plans have a significant effect on amount of emissions. The results also indicated a quadratic relationship between per capita gross domestic product and amount of emissions. In other words environmental Kuznets theory exists in relationship of CO_2 emissions in Iran.

JEL Classification: Q56

Keywords: CO_2, Agricultural sector growth, Environmental Kuznets theory and Auto Regressive Distribute Lag approach

* Respectively, M.Sc. Student and Associate Professor of Agricultural Economics, Islamic Azad University Marvdasht, Iran

E-mail: fallahiss@yahoo.com