نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۵، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۰، ص. ۴۸۷-۴۸۰

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 25, No. 4, Winter 2012, P. 480-487

# بررسی رابطه بین انتشار گاز دی اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی بر اساس داده های ترکیبی

رضا مقدسی[1*]- زهرا گلریز ضیائی[2]

تاریخ دریافت:۹۰/۸/۲۸
تاریخ پذیرش:۹۰/۱۲/۲۷

## چکیده

این مطالعه به بررسی رابطه علی بین انتشار گاز دی اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی در پنج گروه از کشورها با درآمد سرانه متفاوت با استفاده از داده های ترکیبی طی دوره ۲۰۰۷- ۱۹۶۰ می‌پردازد. در این راستا از آزمون هم انباشتگی و برآورد الگوهای تصحیح خطا استفاده شده است. مهمترین نتایج حاصل وجود رابطه علی بین این دو متغیر را تایید می‌نماید. اگرچه این رابطه در کشورهای با درآمد پایین و بالاتر از متوسط از GDP به CO2 و در کشورهای با درآمد کمتر از متوسط و عضو OECD به صورت دو طرفه شناسایی گردید. اما برآورد انجام شده با بهره گیری از داده های جهانی بر برقراری ارتباط دو طرفه دلالت دارد. همچنین بررسی رابطه بلند مدت بین $CO_2$ و GDP نشان می‌دهد که تمامی کشورهای مورد بررسی در شاخه صعودی منحنی زیست محیطی کوزنتس واقع شده اند و با افزایش درآمد انتشار گاز $CO_2$ برای تمامی کشورها در سطح جهان بطور متوسط افزایش می‌یابد؛ اگرچه شیب این منحنی در سطوح پایین درآمدی افزایشی و در سطوح بالاتر کاهشی خواهد بود.

**واژه های کلیدی:** داده‌های ترکیبی، الگوی تصحیح خطا، آزمون هم انباشتگی، انتشار دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی
JEL: C33; O40; Q25

## مقدمه

کاهش آلودگی محیط زیست و دستیابی به اقتصادی همراه با محیط زیستی پاک یکی از مباحث اصلی اقتصاد در طی ده های اخیر می‌باشد. در این راستا بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای گلخانه ای و آثار زیست محیطی آنها بخصوص در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه ای در حال افزایش است، از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. چرا که صنعتی شدن جوامع امروزی، منجر به بهره برداری بیشتر و فشرده تر از سوختهای فسیلی از قبیل زغال سنگ، نفت و گاز به منظور استفاده در تولید کالاها و خدمات مختلف شده است. احتراق سوختهای فسیلی، باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در جو می شود. یکی از مهمترین این گازها، دی اکسید کربن است که بر طبق آمار بانک جهانی از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۷ با نرخ رشد ۲/۵۷درصد به بیش از سه برابر افزایش یافته است (پایگاه اینترنتی بانک جهانی)[3].

افزایش گازهای گلخانه ای و از جمله دی اکسید کربن باعث بالا رفتن درجه حرارت کره زمین، بالا آمدن سطح آب دریاها و بروز تغییرات بیولوژیک در محیط زیست و درنتیجه آسیب دیدن گیاهان و حیوانات و اکوسیستم میگردد (۱ و ۵).

با توجه به نظریه کوزنتس مبنی بر وجود یک رابطه U وارونه بین آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که با رشد اقتصادی کشورها به مرور زمان آلودگی نیز کاهش می‌یابد (۱). این نحوه نگرش، منجر به شکل گیری مطالعات متعددی در طی دهه های اخیر شده است. اکثر مطالعات انجام گرفته در این زمینه این رابطه را برمبنای منحنی زیست محیطی کوزنتس به صورت یک طرفه برآورد نموده و تاثیر تغییرات درآمد را بر انتشار آلودگی مورد بررسی قرار داده اند که برخی از آنها همچون مطالعات تاسکین و زیم (۱۵)، دیجگراف و ولبرگ (۱۱) پورکاظمی و ابراهیمی (۴)، غزالی و زیبایی (۷)، واثقی و اسماعیلی (۹) و پژویان و مرادحاصل (۳) و آماده و همکاران (۱) بر برقراری این فرضیه اشاره داشته اند؛ این درحالیست که مطالعات واگنر (۱۶) روکا و همکاران (۱۴)، اگلی (۱۳) امیر تیموری و خلیلیان (۲)، عرب مازار و صداقت پرست (۶) منجر به رد این فرضیه شده است. از طرفی برخی از اقتصاد دانان فرضیه وجود یک رابطه علی دو طرفه بین این متغیرها را مورد بررسی قرار داده اند. در این

۱و۲- دانشیار و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران
(*- نویسنده مسئول: (Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

3- www.worldbank.org

زمینه مطالعات کوندو و دیندا (۱۰)، دیندا و کوندو (۱۲) و مسنن مظفری (۸) بر دو طرفه بودن این رابطه اشاره داشته و مطالعه صالح و همکاران (۵) این رابطه را به صورت یک طرفه و از $CO_2$ به GDP بدست آورده است.

در همین راستا هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه علی بین تولید ناخالص داخلی و انتشار گاز دی اکسید کربن در ۸۷ کشور جهان با در نظر گرفتن سطوح درآمدی آنها می باشد. علت انتخاب این روش ایجاد امکان بررسی روابط بین این دو متغیر در سطوح مختلف درآمدی می باشد. بدین منظور کشور های مورد بررسی به پنج گروه همگن بر اساس تقسیم بندی بانک جهانی بر مبنای متوسط درآمد سرانه هر کشور، تفکیک شده اند. انتظار می‌رود که گروه بندی جاری و نیز بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین این دو متغیر بتواند به اخذ نتایج دقیق تری در خصوص ارتباط بین آنها بینجامد.

## مواد و روش ها

این مطالعه به بررسی رابطه علی بین درآمد و انتشار گاز دی اکسید کربن، بر اساس داده‌های ترکیبی ۸۷ کشور در سطح جهان و طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۶۰ بر پایه ساختار تئوریکی ارائه شده توسط دیندا و کوندو (۱۲) می‌پردازد که در ادامه شرح آن آورده شده است. در این تئوری نخست باید یک اقتصاد یک کالایی را در نظر گرفت که در آن محیط زیست E نوعی دارایی تلقی می‌گردد که هم بر سطح مطلوبیت افراد و هم سطح تولید جامعه اثر گذار است. در این مدل C(t)، E(t) و K(t) به ترتیب بر میزان مصرف، دارایی زیست محیطی و موجودی سرمایه در زمان t اشاره دارند. فرض کنید که نسبت $0<\theta(t)<1$ از موجودی سرمایه در فرآیند تولید و $1-\theta(t)$ برای بهبود کیفیت محیط زیست مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین فرض کنید که $\gamma>0$ نرخ آلودگی و یا کاهش کیفیت محیط زیست به ازاء هر واحد تولید را نشان می‌دهد. در نتیجه مساله انتخاب مصرف در افق زمانی نامحدود برای این اقتصاد به صورت ذیل خواهد بود:

$$Maximize\ W = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(c(t), E(t))dt \quad (۱)$$

S.t.

$$\dot{K}(t) = f[(\theta(t)K(t), E(t)] - C(t) \quad (۲)$$

$$\dot{E}(t) = [g(1-\theta(t))K(t), E(t)] - \gamma f(\theta(t)K(t), E(t)) \quad (۳)$$

بطوریکه $p>0$ نرخ رجحان و f(.) و g(.) توابع تولید و بهبود کیفیت محیط زیست ناشی از فعالیتهای اقتصادی می‌باشند. معادله شماره یک نشان دهنده مطلوبیت کل جامعه در طول دوره نامحدود به عنوان تابعی از مصرف و در اختیار داشتن محیط زیست سالم می‌باشد. محدودیت اول به انباشت سرمایه فیزیکی و محدودیت دوم به تغییرات زیست محیطی ناشی از تولید و بهبود کیفیت زیست محیطی اشاره دارند. به عبارت دیگر بر اساس رابطه ۲ رشد موجودی سرمایه تابعی از مقدار کالاهای تولید شده، کالاهای زیست محیطی تولید شده بدون دخالت بشر و مصرف می‌باشد. در حقیقت بخشی از کالاهای تولید شده توسط انسان و محیط زیست برای رفع نیاز جامعه به مصرف رسیده و بخش دیگر به عنوان موجودی سرمایه برای استفاده در فرآیند تولید بکار گرفته می‌شود. همچنین با درنظر گرفتن رابطه ۳ رشد کالاهای زیست محیطی نیز تابعی مثبت از موجودی سرمایه و کالاهای زیست محیطی و تابعی منفی از آلودگی می‌باشد. زیرا محیط زیست در یک فرآیند خود تولید در جهت افزیش و گسترش خود عمل می‌کند. با در نظر گرفتن متغیرهای C(t) و θ(t) به عنوان متغیرهای کنترل[1] و K(t) و E(t) به عنوان متغیرهای حالت[2]، شرط بهینگی مساله فوق به صورت ذیل خواهد بود:

$$\alpha\frac{\dot{C}}{C} + \beta\frac{\dot{E}}{E} = \mathbb{Q} \quad (۴)$$

بطوریکه $\alpha = \frac{CU_{CC}}{U_C}$، $\beta = \frac{EU_{CE}}{U_C}$،

$\mathbb{Q} = (-\frac{f_k g_k}{g_k + \gamma f_k} + \rho)$ و. $U_{CC}$ و $U_{CE}$ مشتقات جزئی مرتبه دوم تابع U(.) می‌باشند. باید توجه داشت که شرط بالا بر این موضوع اشاره دارد که مسیر زمانی بهینه C و E بطور کلی به هم وابسته است. به این معنی که یک رابطه علی دو طرفه بین درآمد و آلودگی وجود خواهد داشت. در هر صورت اگر α (یا β) برابر صفر باشد، مسیر بهینهC (یا E) به صورت مستقل بوده و مسیر بهینه زمانیE (یا C) به مسیر بهینه سایر متغیرها بستگی خواهد داشت. برای بدست آوردن یک رابطه تعادلی بلند مدت بین درآمد C و آلودگی E با در نظر گرفتن مساله بهینه سازی بالا باید حالتی را در نظر گرفت که در آن موجودی زیست محیطی به یک سطح ثابت پایدار رسیده باشد. یعنی: $\dot{E} = \dot{\mu} = 0$ باشد. در این می‌توان رابطه ۳ را به صورت ذیل نوشت[3]:

$$g((1-\theta)K, E) = \gamma f(\theta K, E) \quad (۵)$$

یعنی نرخ تخریب زیست محیطی به دلیل تولید باید برابر با نرخ بهبود زیست محیطی باشد. در حقیقت معادله ۵ به بیان رابطه بین K و E، با در نظر گرفتن مقدار معینی برای θ، به صورت زیر می‌پردازد:

$$h_1(K, E) = 0 \quad (۶)$$

اگر ارزش. $\dot{K}$ دربلند مدت برابر مقدار ثابت δ باشد با در نظر گرفتن θ ثابت می‌توان رابطه ۲ را به صورت ذیل نوشت:

$$f(\theta K, E) - C = \delta \rightarrow h_2(K, E, C) = 0 \quad (۷)$$

آنگاه از ترکیب معادلات ۶ و ۷ و باز جایگزین کردن مقدار K از رابطه ۶ در رابطه ۷رابطه تعادلی بلند مدت بین C و E بدست خواهد آمد:

---

1- Control Variables

2- State Variables

۳- متغیرt معرف زمان برای خلاصه کردن روابط حذف شده است.

$$h_3(C, E) = 0, or \quad E = h(C) \qquad (۸)$$

اگر $C_t^*, E_t^*$ مقادیر سری زمانی مشاهده شده متغیرهای مصرف و محیط زیست باشند، بطوریکه. $E_t^* = E_t + \varepsilon_{Et}$ و $C_t^* = C_t + \varepsilon_{Ct}$ بوده و $E_t$ و $C_t$ مقادیر بهینه غیر قابل مشاهده متناظر با هریک از متغیرهای فوق باشند و $\varepsilon_{Et}, \varepsilon_{Ct}$ جملات اخلال تصادفی را در مدل نشان دهند. در حالتی که مجموعه داده‌های مشاهده شده با مساله بهینه سازی سازگار هستند. $C_t^*, E_t^*$ باید از ارزشهای بهینه متناظر خود تنها به انداز جزء اخلال تصادفی متفاوت باشند (یعنی $\varepsilon_{Et}, \varepsilon_{Ct}$ باید متغیرهایی تصادفی و پایا باشند.) و در این حالت $C_t^*, E_t^*$ بر اساس معادله ۸ با درنظر گرفتن انحرافات ایستا همجمع خواهند بود.

علیت گرنجر بین C و E که ضرورتا یک ارتباط کوتاه مدت است، اغلب با استفاده از مدلهای ECM به عنوان بخشی از تحلیل هم انباشتگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در حالتی که. $C_t^*, E_t^*$ غیر ایستا، دارای درجه جمع بستگی یک و هم انباشته باشند، می‌توان معادلات تصحیح خطای آنها را به فرم ذیل در نظر گرفت:

$$\Delta C_t^* = \sum_{i=1}^{m} \beta_{Ci} \Delta C_{t-i}^* + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{Ci} \Delta E_{t-i}^* - \eta_C (E_{t-1}^* - h(C_{t-1}^*)) + v_{Ct} \qquad (۹)$$

$$\Delta E_t^* = \sum_{i=1}^{m} \beta_{Ei} \Delta C_{t-i}^* + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{Ei} \Delta E_{t-i}^* - \eta_E (E_{t-1}^* - h(C_{t-1}^*)) + v_{Et} \qquad (۱۰)$$

بطوریکه $v_{Et}$ و $v_{Ct}$ جملات اخلال نوفه سفیدو $\eta_E$ و $\beta_{Ci}, \beta_{Ei}, \gamma_{Ci}, \gamma_{Ei}, \eta_C$ پارامترهای مدل ECM می‌باشند. باید توجه داشت که $(E_{t-1}^* - h(C_{t-1}^*))$ که جزء تصحیح خطا نامیده می‌شود نشان دهنده انحراف $E_{t-1}^*$ از مقدار تعادلی بلند مدت آن در زمان t-1 می‌باشد. از آنجا که متغیرها هم انباشته می‌باشند، هرگونه انحرافی در زمان t-1 می‌تواند به تغییر در ارزش متغیرها در دوره بعد در جهت برگرداندن متغیر به مقدار تعادلی بلندمدت بینجامد. بنابراین پارامترهای $\eta_E$ و $\eta_C$ مربوط به جزء اخلال در دو معادله، پارامترهای تعدیل نامیده می‌شوند و انتظار می‌رود که دارای علامت مثبت باشند[1]. پارامتر های $\gamma_{Ci}$ در معادله ۹ و $\beta_{Ei}$ در معادله ۱۰ ماهیت علی بین C و E را تعیین می‌کنند. بطور خاص اگر $\gamma_{Ci}$ حداقل برای یکی از m وقفه مخالف صفر باشد و $\beta_{Ei}$ برابر تمامی وقفه ها برابر صفر باشد، آنگاه می‌توان گفت رابطه علی از E به C وجود دارد. از طرف دیگر اگر $\gamma_{Ci}$ برای تمامی وقفه ها برابر صفر و حداقل برای یکی از وقفه ها $\beta_{Ei} \neq 0$ باشد، آنگاه رابطه علی از C به E وجود خواهد داشت. در حالتی که هم $\gamma_{Ci}$ و هم $\beta_{Ei}$ حداقل برای یک از وقفه ها مخالف صفر باشند، رابطه علی دو طرفه و درحالتی که هر دو پارامتر برای تمامی وقفه ها برابر صفر باشند، می‌توان گفت این دو متغیرها از هم مستقل هستند. عدم وجود رابطه علی و استقلال متغیرها نیازمند این فرض اضافیست که ضریب سرعت تعدیل نیز برابر صفر باشد. بنابراین در این خصوص معنی داری آماری پارامترهای تعدیل تخمین زده شده $\eta_E$ و $\eta_C$ در توصیف بهتر ماهیت رابطه علی بین C و E کمک خواهد کرد.

با درنظر گرفتن تولید ناخالص داخلی برحسب مخارج به عنوان مصرف کل جامعه به منظور برآورد روابط علی کوتاه مدت و بلندمدت بین مصرف و انتشار گاز دی اکسید کربن می‌توان از روابط ذیل استفاده نمود:

$$\Delta LGDP_{it} = \mu_1 + \sum_{j=1}^{m1} \alpha_{1j} \Delta LGDP_{it-j} + \sum_{j=1}^{m2} \beta_{1j} \Delta LCO2_{it-j} + \eta_1 ECLGDP_{it-1} + U_{1it}$$

(۱۱- الف)

$$\Delta LCO2_{it} = \mu_2 + \sum_{j=1}^{m3} \beta_{2j} \Delta LCO2_{it-j} + \sum_{j=1}^{m4} \alpha_{2j} \Delta LGDP_{it-j} + \eta_2 ECLCO2_{it-1} + U_{2it}$$

(۱۱- ب)

بطوریکه در آن $\Delta$ عملگر تفاضلی، LGDP و LCO2 لگاریتم طبیعی درآمد و $CO_2$ می‌باشند و در نهایت ECLGDP و $ECLCO_2$ به ترتیب بر اجزاء اخلال روابط تعادلی بلند مدت GDP و $CO_2$ اشاره دارند. با توجه به روابط فوق ماهیت آزمون علیت گرنجر را می‌توان به صورت ذیل بیان نمود:

۱- اگر $\beta_{1j}$ برای تمامی j ها و. $\eta_1$ برابر صفر باشند← رابطه علی از آلودگی به درامد وجود ندارد.

۲- اگر $\alpha_{2j}$ برای تمامی $j$ ها و $\eta_2$ برابر صفر باشند ← رابطه علی از درآمد به آلودگی وجود ندارد.

۳- اگر فرض ۱ برقرار باشد و فرض ۲ رد شود ← رابطه علیت یک طرفه و از درآمد به آلودگی خواهد بود.

۴- اگر فرض ۱ برقرار نباشد و فرض ۲ پذیرفته شود ← رابطه علیت یک طرفه و از آلودگی به درآمد وجود دارد.

۵- اگر هر دو فرض ۱ و ۲ پذیرفته نشوند، می‌توان گفت که آلودگی و درآمد به صورت مستقل از هم عمل می‌کنند.

۶- و در نهایت اگر هر دو فرض ۱ و ۲ برقرار باشند می‌توان گفت که رابطه علیت بین درآمد و آلودگی دو طرفه است.

برای براورد مدلهای الف و ب در هر گروه درآمدی از روشهای حداقل مربعات، اثرات تصادفی و اثرات ثابت استفاده گردیده و بهترین روش برآورد با استفاده از آزمونهای F معنی داری اثرات گروه، بریوش پاگان و هاسمن انتخاب می گردد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از پایگاه اینترنتی بانک جهانی[2] استخراج شده است. متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی PGDP به قیمت سال ۲۰۰۰، بر حسب دلار آمریکا و متغیر سرانه تولید دی اکسید کربن $PCO_2$ بر حسب تن اندازه گیری شده است. با توجه به اینکه ناهمگن بودن اطلاعات مورد بررسی در هنگام برآورد الگو با استفاده از داده‌های ترکیبی

۱- زیرا علامت منفی در مدل وارد شده است

2- www.WorldBank.org

می‌تواند به برآورد اریب بینجامد، لازم است تا این اطلاعات در واحدهای مقطعی همگن گروه بندی گردند. از آنجایی که موضوع مورد بررسی دراین تحقیق بررسی رابطه علی بین درآمد و آلودگی می‌باشد برای همگن سازی اطلاعات از گروه بندی تعریف شده توسط بانک جهانی استفاده شده است. در این طبقه بندی کشورهای جهان به ۵ گروه کشورهای با درآمد پایین، کمتر از متوسط، بالاتر از متوسط، درآمد بالا به استثناء کشورهای عضو OECD و درآمد بالا و عضو OECD بر حسب درآمد سرانه تقسیم می‌گردند. فهرست کشورهای وارد شده در این تحقیق در جدول ۱ شده است. همچنین ایستایی متغیرهای مورد استفاده با استفاده از آزمون ایستایی داده های ترکیبی ایم، پسران و شین مورد بررسی قرار می‌گیرد.

## نتایج و بحث

قبل از انجام هرگونه تحلیل لازم است تا وجود یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی مورد آزمون قرار بگیرد. بدین منظور در مورد هر یک از گروهها آزمون IPS[1] با در نظر گرفتن روند زمانی و بدون روند انجام شده است. تعداد وقفه بهینه در این آزمون توسط آماره اکائیک تعیین شده است. نتایج این آزمون نشان داد که متغیرهای مورد بررسی در تمامی گروه‌های درآمدی در سطح ناایستا بوده بنابراین آزمون ایستایی برروی تفاضل مرتبه اول این متغیرها انجام پذیرفت که نتایج آن در جدول ۲ آورده شده است. با توجه به جدول ۲ می‌توان فرض ایستایی تفاضل مرتبه اول این متغیرها را در تمام گروه‌های درآمدی پذیرفت.

با توجه به وجود ریشه واحد در متغیرهای الگو به منظور برآورد روابط بلندمدت بین درآمد سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن لازم است تا همجمعی بین این متغیرها در خصوص هر یک از گروه کشورها مورد آزمون قرار بگیرد. در این خصوص از روش همجمعی انگل گرنجر استفاده گردید. لازم به ذکر است که در این معادله یکبار درآمد و بار دیگر آلودگی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده‌اند[2]. نتایج این آزمون در جدول ۳ آورده شده است. در خصوص کشورهای با درآمد پایین و بالاتر از متوسط فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی تنها در حالتی که آلودگی متغیر وابسته است و در مورد کشورهای با درآمد پایین تر از متوسط و کشورهای با درآمد بالا (عضو OECD) و جهان در هردو حالت رد می‌گردد. در خصوص کشورهای با درآمد بالا (به استثناء OECD) هیچ رابطه بلند مدتی را نمی توان درنظر گرفت.

به منظور بررسی رابطه علی بین این متغیرها و نیز پویایی رفتار آنها در کوتاه مدت الگوی ECM مربوط به گروه کشورهایی که وجود رابطه بلندمدت بین آنها تایید گردید (کشورهای با درآمد پایین، کمتر از متوسط، بالاتر از متوسط و کشورهای با درآمد بالای عضو OECD) بر اساس برآورد معادلات ۱۱-الف و ۱۱-ب مورد بررسی قرار گرفت. لازم به ذکر است که در خصوص کشورهای با درآمد پایین و بالاتر از متوسط، با توجه به اینکه آزمون هم انباشتگی تنها با متغیر وابسته انتشار $CO_2$ معنی دار بود، رابطه علی به صورت یک طرفه و از GDP به $CO_2$ و برای سایر گروه ها به صورت دوطرفه برآورد شد. همچنین نتایج انجام آزمونهای هاسمن، بریوش پاگان و F در خصوص تعیین بهترین مدل برآورد الگوهای تصحیح خطا در خصوص تمامی گروه‌های درآمدی روش اثرات ثابت را به عنوان بهترین مدل براورد معرفی نمود.

نتایج برآورد مدلهای ECM گروه‌های مختلف درآمدی در جدول ۴ آورده شده است. در برآورد این مدلها تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره آکائییک انتخاب گردید. با توجه به جدول۴ می‌توان مشاهده نمود که پارامترهای تعدیل EC در تمامی مدلها به جز مدل الف مربوط به گروه درآمدی کمتر از متوسط معنی دار و ضریب تمامی آنها مطابق انتظار منفی است. بنابراین نتایج این قسمت وجود یک رابطه هم جمعی بلند مدت را بین متغیرهای درآمد و آلودگی تایید می‌نماید. به نحوی که اثر هرگونه شوک با توجه به منفی بودن جزء تصحیح خطا در بلند مدت تعدیل گردیده و از بین خواهد رفت[3]. پس از برآورد الگوهای ECM برای بررسی و تایید وجود رابطه علی بین متغیرها فروض ۱ تا۶ بخش ۲ با استفاده از آماره F در مورد ضرائب مدلهای الف و ب مورد آزمون قرار گرفتند که نتایج آن در جدول ۵ آورده شده است.

با توجه به نتایج جدول ۵ می‌توان وجود رابطه علی بین متغیرهای درآمد و آلودگی در تمامی گروه‌های مورد بررسی را تایید نمود. معنی داری این آماره در مورد مدل الف گروه درآمدی کمتر از متوسط را می‌توان با توجه به بی معنی بودن جزء تصحیح خطای این مدل و در نتیجه عدم تایید رابطه علی در بلندمدت، به وجود یک رابطه علی کوتاه مدت از $CO_2$ به GDP در این گروه نسبت داد. زیرا که با توجه به نتایج جدول ۴ ضریب متغیر وقفه آلودگی در این مدل معنی دار شده است.

---

1- Im & Pesran & Shin

۲- وجود یا عدم وجود ریشه واحد در باقیمانده های این روابط درگروه درآمدی مورد نظر با استفاده از آزمون IPS مورد بررسی قرار گرفت.

۳- لازم به ذکر است که در مدلهای I وII با $\Delta GDP_t = \Delta Ln(PGDP)_t = r_t$ و $\Delta CO2_t = \Delta Ln(Pco2)_t = r_t^*$ بوده و می‌توان گفت که متغیرهای وارد شده در این مدلها در حقیقت نرخ رشد درآمد و آلودگی را نشان می‌دهند.

**جدول۱- فهرست کشورهای مورد مطالعه به تفکیک گروه درآمدی**

| گروه کشور | نام کشورها |
|---|---|
| کشورهای با درآمد پایین | بنین، بورکینافاسو، آفریقای مرکزی، چاد، کنگو، غنا، کنیا، لیبریا، مادگاسکار، موریتانی، نپال، نیجریه، رواندا، سیرالئون و توگو |
| کشورهای با درآمد کمتر از متوسط | بلیز، بولیوی، کامرون، چین، کنگو، ساحل عاج، اکوادور، مصر، السالوادور، گواتمالا، گویان، هندوراس، هند، اندونزی، مراکش، نیکاراگوئه، نیجریه، پاکستان، گینه نو، پاراگوئه، فیلیپین، سنگال، سریلانکا، سودان، سوریه، تایلند |
| کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط | آرژانتین، برزیل، شیلی، کلمبیا، کاستاریکا، دومینیکا، فیجی، گابن، مکزیک، پاناما، پرو، آفریقای جنوبی، سنت وینسنت و گرنادا، ترکیه، اروگوئه، ونزوئلا، ایران |
| کشورهای با درآمد بالا به استثناء OECD | باهاما، برمودا، هنگ کنگ، مالت، سنگاپور، ترینیداد و توباگو |
| کشورهای با درآمد بالا عضو OECD | اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، یونان، مجارستان، ایسلند، ایرلند، فلسطین اشغالی، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، لوکزامبورگ، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئد، سوئیس، انگلستان |

**جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد (IPS) بر روی متغیرهای PGDP و $PCO_2$**

| گروه کشورها | متغیر | محاسباتیIPS آماره | IPSمقدار بحرانی آماره | درجه جمع بستگی |
|---|---|---|---|---|
| درآمد پایین | ΔGDP | ۶/۴۳** | -۱/۸۹ | یک |
| | ΔCO2 | ۲/۰۵** | -۱/۸۹ | یک |
| کمتر از متوسط | ΔGDP | -۴/۳۶** | -۱/۷۳ | یک |
| | ΔCO2 | -۷/۰۵** | -۱/۷۳ | یک |
| بالاتر از متوسط | ΔGDP | -۴/۷۹** | -۱/۸۵ | یک |
| | ΔCO2 | -۶/۳۶** | -۱/۸۵ | یک |
| درآمد بالا (به استثناء OECD) | ΔGDP | -۴/۳۸** | -۲/۰۶ | یک |
| | ΔCO2 | -۸/۰۶** | -۲/۰۶ | یک |
| درآمد بالا (OECD) | ΔGDP | -۴/۵۱** | -۱/۸۱ | یک |
| | ΔCO2 | -۷/۰۵** | -۱/۸۱ | یک |
| جهان | ΔGDP | -۴/۸۴** | -۱/۶۷ | یک |
| | ΔCO2 | -۷/۱۲** | -۱/۶۷ | یک |

** معنی دار در سطح احتمال ۱٪

**جدول ۳- نتایج آزمون هم انباشتگی IPS بر روی متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی و دی اکسید کربن**

| گروه کشور بر اساس درآمد | بدون روند | | | | | | با روند | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | t- bar | | w-t-bar | | t- bar | | w-t-bar | | | |
| | GDP | $CO_2$ | مقدار بحرانی (5%) | GDP | $CO_2$ | مقدار بحرانی (5%) | GDP | $CO_2$ | GDP | $CO_2$ |
| درآمد پایین | -۱/۳۳ | -۲/۴۷** | -۱/۸۹ | ۰/۵۷ | -۲/۹** | -۲/۵۲ | -۲/۰۳ | -۲/۹۴** | ۰/۱۵ | -۳/۷۵* |
| پایینتر از متوسط | -۱/۷۳* | -۱/۷۵* | -۱/۷۳ | -۰/۹۶ | -۱/۰۶ | -۲/۳۶ | -۲/۳۸* | -۲/۳۸* | -۰/۳۲ | ۰/۳ |
| بالاتر از متوسط | -۱/۴ | -۱/۹۱* | -۱/۸۵ | -۰/۰۹ | -۲/۴۷** | -۲/۴۷ | -۱/۹ | -۲/۰۴ | -۰/۷۸ | -۱/۰۱ |
| درآمد بالا (به استثناء OECD) | -۰/۹۲ | -۱/۱۹ | -۲/۰۶ | ۱/۴۶ | ۱/۱ | -۲/۶۷ | -۲/۱۶ | -۲/۵۹ | -۰/۴۵ | -۰/۳۹ |
| درآمد بالا (OECD) | -۳/۳۵** | -۳/۳۱** | -۱/۸۱ | -۹/۳۳** | -۹/۵۶** | -۲/۴۴ | -۲/۵۴* | -۲/۵۵** | -۳/۵۳** | -۳/۶۱** |
| جهان | -۲/۲۱** | -۲/۲۲** | -۱/۶۷ | -۷/۳۲** | -۷/۵۵** | -۲/۳۱ | -۲/۳۴** | -۲/۳۶** | -۲/۲۷** | ۲/۴۱** |

*: معنی دار در سطح احتمال ۵٪، **: معنی دار در سطح احتمال ۱٪

در خصوص گروه کشورهای با درآمد پایین در برآورد مدل ب (متغیر وابسته $CO_2$) معنی دار بودن وقفه های نرخ رشد درآمد وجود یک رابطه علی یک طرفه از درآمد به آلودگی را در کوتاه مدت و معنی داری جزء تصحیح خطا این رابطه علی یک طرفه را در بلند مدت نیز نشان می‌دهد. همچنین برای کشورهای با درآمد کمتر از متوسط وجود رابطه علی دو طرفه هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت با توجه به معنی داری ضرایب وقفه و جزء تصحیح خطا تایید می‌گردد.

**جدول ٤- نتایج برآورد الگوهای ECM در گروه‌های درآمدی مختلف***

| گروه کشور بر اساس درآمد | مدل | طول وقفه بهینه | نتایج برآورد ضرایب متغیرهای توضیحی موجود در مدل | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | $\Delta GDP_{t-1}$ | $\Delta GDP_{t-2}$ | $\Delta GDP_{t-3}$ | $\Delta CO2_{t-1}$ | $\Delta CO2_{t-2}$ | $\Delta CO2_{t-3}$ | ECT |
| درآمد پایین | ب | ۳ | ۰/۳۳ | | -۰/۲۱ | -۰/۱۱ | | | -۰/۱۰ |
| کمتر از متوسط | الف | ۱ | ۰/۲۴ | ـــ | ـــ | ۰/۰۲ | ـــ | ـــ | |
| | ب | ۳ | ۰/۳۶ | | | -۰/۱۱ | -۰/۱۰۵ | | -۰/۱۴ |
| بالاتر از متوسط | ب | ۱ | | ـــ | ـــ | ۰/۰۷ | ـــ | ـــ | -۰/۱۲ |
| درآمد بالا (OECD) | الف | ۳ | ۰/۳۷ | | ۰/۰۷ | | | ۰/۰۳ | -۰/۰۱ |
| | ب | ۱ | ۰/۴۹ | ـــ | ـــ | -۰/۰۷ | ـــ | ـــ | -۰/۰۵ |
| جهان | الف | ۱ | ۰/۲۴ | ـــ | ـــ | ۰/۰۲ | ـــ | ـــ | -۰/۰۱ |
| | ب | ۱ | ۰/۳۲ | ـــ | ـــ | ۰/۱۰ | ـــ | ـــ | -۰/۰۷ |

*: تنها ضرایبی که حداقل در سطح احتمال ۵٪ معنی دار بوده اند در جدول آورده شده اند.

در خصوص کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط برآورد مدل ب در کوتاه مدت هیچگونه رابطه علی را بین این متغیرها نشان نمی‌دهد. در حقیقت متغیر آلودگی در کوتاه مدت به صورت مستقل از درآمد عمل می‌نماید هرچند که در بلند مدت با توجه به معنی داری جزء تعدیل تحت تاثیر آن قرار می‌گیرد. سرانجام در مورد کشورهای عضو OECD و جهان نیز می‌توان وجود یک رابطه علی دو طرفه را هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت پذیرفت.

در مدلهای ECM معنی داری وقفه جزء تصحیح خطا و منفی بودن آن بر پایدار بودن تعادل بین متغیرهای الگو در بلند مدت اشاره دارد. به این معنی که اثر هرگونه شوک وارده به تعادل در بلند مدت از بین خواهد رفت. در این خصوص پارامترهای تصحیح خطا به عنوان ضرایب سرعت تعدیل تفسیر می‌گردند و در حقیقت سرعت بازگشت متغیرهای الگو به مقدار تعادلی را نشان می‌دهند. با توجه به نتایج جدول ۴ سرعت تعدیل در گروه‌های درآمدی پایین ۰/۱۰۷- و در کشورهای با درآمد بالای عضو OECD برابر ۰/۰۵۱- می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت که بطور متوسط آثار هرگونه شوک در کشورهای با درآمد پایین با سرعت بیشتری تعدیل می‌گردد. نتیجه مطالعه انجام شده توسط دیندا و کوندو (۱۲) نیز این موضوع را تایید می‌نماید. به نحوی که در این مطالعه ضریب تعدیل در خصوص کشورهای اروپای غربی و آمریکا نسبت به آفریقا بسیار کوچکتر برآورد شده است. این مساله را می‌توان به گستردگی فعالیتهای صنعتی در کشورهای توسعه یافته (با درآمد سرانه بالا) نسبت داد؛ چرا که این ویژگی مانع از تعدیل سریع نرخ اثرگذاری GDP بر میزان انتشار $CO_2$ خواهد شد.

جدول ۶ نتایج برآورد رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای درآمد سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن را برای هریک از گروه‌های درآمدی نشان می‌دهد. با توجه به نتایج این جدول اثر افزایش درآمد سرانه بر انتشار گاز $CO_2$ در تمامی گروه‌های درآمدی مثبت و معنی دار است و این مساله نشان می‌دهد که تمامی کشورهای مورد بررسی در قسمت صعودی منحنی کوزنتس قرار گرفته اند[1].

**جدول ۵- نتایج آزمون علیت گرنجر بر روی ضرایب مدلهای ECM**

| گروه کشوربر اساس درآمد | مدل | آماره F |
|---|---|---|
| درآمد پایین | ب | ۱۴/۷۶*** |
| کمتر از متوسط | الف | ۴/۱۲*** |
| | ب | ۳۱/۵۲*** |
| بالاتر از متوسط | ب | ۲۹/۶۱*** |
| درآمد بالا (OECD) | الف | ۵۰/۰۴*** |
| | ب | ۲۲/۱۴*** |
| جهان | الف | ۱۹/۳۴*** |
| | ب | ۱۰۸/۸۶*** |

نکته قابل توجه اینکه ضریب این رابطه با افزایش سطح درآمدی کشورها نخست افزایش و مجددا کاهش می‌یابد. در حقیقت افزایش درآمد در کشورهای با درآمد پایین به معنی قرار گرفتن در مراحل اولیه صنعتی شدن این کشورها بوده و در نتیجه رشد اقتصادی آلودگیهای زیست محیطی را با شدت بیشتری افزایش می‌یابد. همچنین این مساله را می‌توان به صورت پایین بودن بهره وری تولید بخش صنعت در این کشورها تفسیر نمود. اما پس از رسیدن به یک سطح درآمدی مشخص، با افزایش بیشتر درآمد از شدت این تاثیر کاسته می‌گردد. بنابراین می‌توان گفت شیب منحنی کوزنتس با

۱- بر اساس فرضیه کوزنتس بین رشد اقتصادی یک جامعه و شاخص های آلودگی یک رابطه U وارونه وجود دارد به این معنی که با افزایش توان اقتصادی جامعه در ابتدا مقادیر تخریب زیست محیطی افزایش می‌یابد، اما سرانجام پس از رسیدن به سطح حداکثر آلودگی به دلیل افزایش آگاهی جامعه و یا حرکت به سمت خدماتی تر شدن اقتصاد این منحنی روند نزولی به خود می‌گیرد.

افزایش درآمد در ابتدا افزایش یافته و سپس حالت کاهشی به خود می‌گیرد و پس از رسیدن به سطح صفر در یک رشد اقتصادی مشخص مقدار این شیب منفی و با افزایش بیشتر درآمد شدیدتر می‌گردد. در خصوص تاثیر انتشار گاز $CO_2$ بر روی درآمد سرانه با توجه به اینکه انتشار گاز $CO_2$ نشان دهنده مصرف بیشتر سوختهای فسیلی در یک کشور و در حقیقت مکانیز تر شدن و صنعتی تر شدن یک کشور است می‌توان انتظار داشت که ضریب این متغیر در کشورهای با درآمد بالاتر بیشتر باشد. به عبارتی بالاتر بودن این ضریب در کشورهای با درآمد بالا نشان دهنده سهم بیشتر بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی این کشورها می‌باشد.

## نتیجه گیری

این مطالعه به بررسی رابطه بلند مدت بین سرانه تولید ناخالص داخلی و انتشار گاز دی اکسید کربن بر پایه اطلاعات پانل کشوری طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۰ پرداخت. با توجه به موضوع مورد بررسی به منظور همگن سازی اطلاعات، ۸۷ کشور مورد بررسی بر اساس تقسیم بندی بانک جهانی به پنج گروه کشورهای با درآمد پایین، با درآمد کمتر از متوسط، با درآمد بیشتر از متوسط، با درآمد بالا به استثناء کشورهای عضو OECD و با درآمد بالا عضو OECD تقسیم شدند. به منظور بررسی رابطه علیت بین این دو متغیر از آزمون هم انباشتگی انگل – گرنجر استفاده گردید و قبل از آن ایستایی متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون ایستایی داده‌های پانل IPS[1] مورد بررسی قرا گرفت. نتایج این آزمون بر ایستایی تفاضل مرتبه اول این متغیرها در تمامی گروه‌های درآمدی اشاره داشت. همچنین آزمون هم انباشتگی رابطه هم جمعی این متغیرها در تمامی گروه‌های درآمدی به جز کشورهای با درآمد بالای غیر OECD را تایید نمود. پس از آن به منظور بررسی رابطه علی این متغیرها از برآورد الگوهای تصحیح خطا استفاده گردید. برآورد این رابطه علیت را برای کشورهای با درآمد پایین و بالاتر از متوسط به صورت یک طرفه، از GDP به $CO_2$ و برای سایر گروه ها و جهان به صورت دو طرفه مشخص ساخت. همچنین نتایج برآورد روابط تعادلی بلند مدت بین این دو متغیر در گروه‌های مختلف درآمدی نشان داد که تمامی کشورهای مورد بررسی در منطقه صعودی منحنی کوزنتس قرا گرفته اند و با افزایش درآمد میزان انتشار گاز $CO_2$ در ابتدا با شیب فزاینده و سپس با شیب کاهنده افزایش می‌یابد. در خصوص کشور ایران و سایر کشورهای با درآمد بالاتر متوسط همچون آرژانتین، برزیل، ترکیه و.. وجود رابطه یک طرفه از GDP به $CO_2$ نظریه کوزنتس را تایید نموده، اما با توجه به اینکه هنوز بخش صنعت در این کشورها به صورت کامل رشد نکرده و اقتصاد این کشورهای بیشتر به تولیدات کشاورزی و صادرات مواد خام و اولیه وابسته می‌باشد بنابراین، رابطه معکوس و از انتشار دی اکسید کربن به تولید ناخالص داخلی تایید نمی گردد؛ چرا که وجود این رابطه می‌تواند موید سهم بیشتر بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی باشد.

**جدول٦- نتایج برآورد روابط هم انباشتگی بین درآمد سرانه و انتشار دی اکسید کربن** *[2]

| گروه درآمدی | متغیر وابسته GDP | | متغیر وابسته $CO_2$ | |
|---|---|---|---|---|
| | عرض از مبدا | $CO_2$ | عرض از مبدا | GDP |
| درآمد پایین | — | — | -۶/۴۷ (-۱۸/۴۵) | ۰/۷۷ (۱۲/۲۵) |
| درآمد کمتر از متوسط | ۶/۸۳ (۷۳۴/۵) | ۰/۵۱ (۳۸/۱۶) | -۷/۴۹ (-۴۰/۶۹) | ۱/۰۶ (۳۹/۳۱) |
| درآمد بیشتر از متوسط | — | — | -۶/۲۵ (-۲۲/۵۳) | ۰/۸۷ (۲۴/۹۷) |
| درآمد بالا (کشورهای OECD) | ۷/۹۱ (۱۵۰/۷۸) | ۰/۸۰ (۳۱/۱۲) | -۳/۶۱ (-۲۰/۰۱) | ۰/۵۹ (۳۱/۲۱) |
| جهان | ۷/۵۰ (۱۴۴۹/۹) | ۰/۴۹ (۵۴/۴۴) | -۶/۰۲ (-۵۰/۹۱) | ۰/۸۲ (۵۲/۹۷) |

*: اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهند.

1- Im & Pesaran & Shin

۲- برای بررسی وجود یا عدم وجود منحنی کوزنتس در خصوص رابطه بین آلودگی و درآمد رابطه تعادلی بلند مدت به صورت $Co2 = \alpha_0 + \alpha_1 GDP + \alpha_2 GDP^2$ نیز برای تمامی گروههای درآمدی و جهان براورد گردید که نتایج بدست آمده وجود یک رابطه بلندمدت درجه دوم به صورت U معکوس را تایید نمود.

## منابع


۱- آماده ح.، حق دوست ا. و اعظمی آ. ۱۳۸۶. بررسی رابطه حجم گازهای گلخانه ای و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران: مطالعه موردی دی اکسید کربن، پژوهشهای اقتصادی ۴: ۲۳۷-۲۰۹.

۲- امیر تیموری س. و خلیلیان ص. ۱۳۸۸. بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز $CO_2$ در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی زیست محیطی کوزنتس، مجله علوم محیطی ۷(۱): ۱۷۲-۱۶۱

۳- پژویان ج. و مراد حاصل ن.۱۳۸۶. بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا، پژوهشهای رشد و توسعه پایدار( پژوهشهای اقتصادی) ۷(۴): ۱۶۰-۱۴۱.

۴- پورکاظمی م.ح. و ابراهیمی ا. ۱۳۸۷. بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه، پژوهشهای اقتصادی ایران۳۴: ۷۳-۵۷

۵- صالح ا.و و شعبانی ز. و سادات باریکانی س.ح. و یزدانی س. ۱۳۸۷. بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه ای در ایران، اقتصاد کشاورزی و توسعه ۶۶: ۴۱-۱۹.

۶- عرب مازار ا. و صداقت پرست ا. ۱۳۸۹. بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس با ملاحظه پسماندهای جامد شهر تهران، پژوهشهای رشد و توسعه پایدار( پژوهشهای اقتصادی) ۱۰(۱): ۲۱-۱.

۷- غزالی س. و زیبایی م. ۱۳۸۸. بررسی و تحلیل رابطه بین آلودگی محیطی و رشد اقتصادی با استفاده از داده های تلفیقی: مطالعه موردی آلاینده مونوکسیدکربن، مجله علمی اقتصاد و توسعه کشاورزی ۲۳(۲) : ۱۳۴-۱۲۸.

۸- مسنن مظفری م. ۱۳۸۵. بررسی رابطه رشد اقتصادی و منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران با استفاده از سیستم معادلات، اولین همایش تخصصی مهندسی محیط زیست، تهران، دانشگاه تهران.

۹- واثقی ا. و اسماعیلی ع.ا. ۱۳۸۸. بررسی عوامل تعیین کننده انتشار گاز $CO_2$ در ایران (کاربرد نظریه زیست محیطی کوزنتس)، فصلنامه محیط شناسی۵۲، : ۱۱۰-۹۹.

10- Coondoo D., and Dinda S. 2002.Casuality between income and emission: a country group- specific econometric analysis, Ecological economics, 40:351-367.

11- Dijkgraaf E., and Volebergh H.R.J. 2001. A note on testing for Environment Kuznets Curves ,OCFEB research memorandum 0102, Research center for economic policy, Erasmus university, Rotterdam.

12- Dinda S., and Coondoo D. 2006. Income emission: A panel data-based co integration analysis, Ecological economics, 57:167-181.

13- Egli H. 2001. Are Cross-Country Studies of Environmental Kuznets Curve Misleading? New evidence from time series data for Germany, Discussion paper, Ernst. Moritz Arndt University of Greifs wald.

14- Roca J., Padilla E, Farre M., and Galle Ho V. 2001, Economic growth and atmospheric pollution in Spain: Discussing the environmental Kuznets curve hypothesis, *Ecological Economic*,39: 85-99.

15- Taskin F., and Zaim A .2000. Searching for a Kuznets curve in environmental efficiency using kernel estimation, *Economics Letters*, 68(2): 217-223.

16- Wagner M. 2008. The carbon Kuznets curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics?, Resource and Energy economics, 30(3):388-408.


پرتال جامع علوم انسانی