



رابطه رشد اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عمده اوپک

(با استفاده از روش پانل دیتا)

پیمان حیدری

مدرس دانشگاه

محمد رضا رنجبر فلاح

استادیار دانشگاه پیام نور مرکز تهران

تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۰/۶

تاریخ دریافت: ۹۰/۹/۲۸

چکیده

در این مقاله به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای ایران، عربستان، قطر، الجزایر، کویت، ونزوئلا، اکوادور، نیجریه و گابن طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۵ پرداخته شده است. به این منظور، با تکیه بر روش‌های مرسوم در داده‌های ترکیبی (پانل)، به بررسی این رابطه در قالب منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) پرداخته شد. مصرف سوخت‌های فسیلی با تولید گازهای گلخانه‌ای همراه بوده و افزایش گازهای گلخانه‌ای به گرمایش زمین منجر می‌شود. در این بررسی دی اکسیدکربن که موثرترین گاز در اثر گلخانه‌ای و پدیده گرمایش زمین می‌باشد، به عنوان شاخص آلودگی و تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص رشد اقتصادی آزمون شد. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که انتشار دی اکسیدکربن به عنوان موثرترین گاز گلخانه‌ای در پدیده گرمایش زمین، در رابطه با رشد اقتصادی از فرضیه U شکل وارونه پیروی نمی‌کند. نتایج بررسی نشان می‌دهد که رابطه مستقیمی میان رشد اقتصادی و گرمایش زمین وجود دارد. رابطه میان رشد اقتصادی و انتشار دی اکسیدکربن به شکل درجه سوم بوده و N شکل است. به این مفهوم که گرمایش زمین همراه با رشد اقتصادی افزایش یافته است و سپس روندی کاهشی داشته و مجدداً با افزایش بیشتر رشد، دوباره روندی افزایشی به دست می‌آورد.

واژه‌های کلیدی: تخریب محیط زیست، منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)، رشد اقتصادی، گاز گلخانه‌ای، گرمایش زمین، دی

اکسید کربن، کشورهای عضو OPEC

آسانی نیست. بنابراین با توجه به مبحث مذکور و با تمرکز بر مطالعات انجام شده در این زمینه به مرور پژوهش های EKC می پردازیم.

اولین پژوهش ها در زمینه منحنی زیست محیطی کوزنتس، توسط گروسمن و همکاران^۳ (۱۹۹۱) صورت گرفته که حکایت از وجود چنین رابطه و شکلی به صورت U وارونه بین این دو متغیر دارد. که به منظور ارزیابی اثرات زیست محیطی تجارت آزاد آمریکای شمالی مطالعه ای را انجام دادند و توسط رابطه رگرسیونی، ارتباط میان آلودگی و رشد اقتصادی را بررسی کردند و برای این مطالعه از متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص های آلودگی همچون میزان انتشار دی اکسید گوگرد و ذرات معلق در هوا استفاده کردند و با توجه به نتایج این تحقیق، رابطه میان تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان انتشار دی اکسید گوگرد را به صورت U وارونه به دست آوردند. گروسمن و همکاران چندسال بعد، مجدداً با استفاده از شاخص های گوناگون زیست محیطی از جمله آلودگی هوای شهری، آلودگی آب، آلودگی ته نشین شده در حوزه رودخانه و آلودگی اطراف رودخانه توسط فلزات سنگین، مطالعات دیگری انجام دادند که تاییدی بر فرضیه زیست محیطی کوزنتس بود. شافیک^۴ (۱۹۹۴) در مطالعه ای دیگر با استفاده از حجم زیادی از داده های کشورها (که در سطوح مختلفی از توسعه قرار دارند) شکل وارونه را برای ذرات معلق در هوا و دی اکسید سولفور SO₂ به دست آورده است. هانا^۵ (۲۰۰۷) در مطالعه خود به آزمون رابطه میان درآمد متوسط خانوارها و سه نوع آلودگی مونواکسیدکربن، اکسید نیتروژن و ازن برای سال ۱۹۹۰ در پنج ایالت مختلف آمریکا پرداخت. روکا و همکاران^۶ (۲۰۰۱) نظریه اخیر را برای چند آلاینده مهم هوا برای کشور اسپانیا بررسی نموده و چنین نتیجه گیری کردند که در مورد میزان انتشار SO₂ با نظریه زیست محیطی کوزنتس سازگاری وجود دارد. اما درخصوص سایر

در ادبیات اقتصادی ارتباط میان تولید ناخالص داخلی و تخریب محیط زیست به صورت U وارونه به منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) معروف است. سیمون کوزنتس^۱ (۱۹۵۵) در مطالعه ای با عنوان «رشد اقتصادی و نابرابری درآمد»، منحنی زیست محیطی کوزنتس را برای اولین بار مطرح کرد. به عقیده وی، در مسیر توسعه اقتصادی، رابطه بین رشد درآمد و نابرابری درآمد به شکل U وارونه است. براساس این فرضیه در مراحل اول توسعه اقتصادی همزمان با افزایش درآمد، نابرابری توزیع درآمد افزایش و پس از رسیدن به سطح معینی از درآمد یا نقطه برگشت، نابرابری توزیع درآمد به تدریج کاهش می یابد.

فرضیه کوزنتس به دو صورت توجیه می شود:

- ۱) پیشرفت رشد اقتصادی سبب گذر از اقتصاد زمین داری تمیز به اقتصاد صنعتی آلاینده و سپس اقتصاد خدماتی تمیز می شود.
- ۲) افراد با درآمد بالاتر، ترجیحات بالاتری برای کیفیت محیط زیست دارند.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

دهه ۱۹۹۰، ظهور و گسترش مطالعات در زمینه فرضیه EKC بوده است. در مطالعات تجربی EKC با استفاده از روش های تخمین سری زمانی و تلفیقی با شاخص های مختلف زیست محیطی، نتایج دره می در ارتباط با وجود رابطه EKC حاصل شده است. به هر حال شواهد EKC در تحقیقات مختلف که از داده های نامشابه، محدوده زمانی متفاوت و کشورها و مناطق مختلف استفاده کرده اند، متناقض است. به دلیل عدم تجانس مطالعات در این زمینه، سامان دادن یک بررسی مختصر از پژوهش های اخیر کار

³Grossman et al

⁴Shafik

⁵Khanna

⁶Roka et al

¹Environmental Kuznets Curve

²Kuznets

آلاینده ها این تطابق و همخوانی با نظریه یاد شده وجود ندارد. اینماکولا مارتینز و همکاران^۷ (۲۰۰۴)، در مقاله ای با عنوان «برآورد میانگین گروهی تلفیقی، منحنی زیست محیطی کوزنتس برای CO₂» داده های CO₂ راطی دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۸ برای ۲۲ کشور OECD^۸ با روش میانگین گروهی تلفیقی^۹ تحلیل کردند. تعدادی از شکل های تابعی آزمون شدند که نتیجه آن یک رابطه N شکل برای اکثریت کشورهای تحت بررسی بود. اس ام دی براین و همکاران^{۱۰} (۱۹۹۶) در مقاله ای با عنوان «رشد اقتصادی و انتشار آلودگی، بررسی اساس تجربی منحنی زیست محیطی کوزنتس» با استفاده از داده های انتشار CO₂، NO_x، SO₂ در چهار کشور هلند، ایالات متحده آمریکا، آلمان غربی و کشورهای پادشاهی، به بررسی رابطه EKC پرداختند. برآورد مدل پویا نشان داد که رشد اقتصادی یک اثر مستقیم مثبت بر سطوح آلودگی دارد. فرض اینکه رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط زیست می شود، در کشورهای تحت بررسی تایید نشد. جورج ام هالکوس و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۹) در مقاله ای با عنوان «شناسایی موجودیت EKC برای کارایی زیست محیطی کشورها با استفاده از رویکرد تحلیل پوششی داده ها» وجود رابطه نوعی کوزنتس بین کارایی زیست محیطی کشورها و درآمد را بررسی کردند. به ویژه کارایی زیست محیطی ۱۷ کشور OECD را با ساخت نرخ های کارایی زیست محیطی برای دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ اندازه گرفتند. نتایج ارائه شده به شیوه های اقتصاد سنجی نشان داد که رابطه EKC بین کارایی زیست محیطی کشورها و درآمد سرانه وجود ندارد و فعالیت اقتصادی رشد یافته همیشه متضمن حفاظت از محیط زیست نیست. وی مینگ هوانگ و همکاران^{۱۲} (۲۰۰۸) در مقاله ای با عنوان «انتشارهای گازهای گلخانه ای، رشد GDP و پروتکل کیوتو، بررسی مجدد فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس» داده های انتشار گازهای گلخانه

ای را طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۰ در ۳۸ کشور صنعتی شده بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که توسعه اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه ای در اقتصادهای در حال گذار، یک منحنی روندی L شکل را نشان می دهد. تائوسونگ و همکاران^{۱۳} (۲۰۰۸) بر اساس رویکرد هم انباشته پانل به بررسی رابطه میان آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی در چین، با استفاده از داده های ۲۹ استان چین طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۵ پرداخته اند. ضایعات گاز، ضایعات آب و ضایعات مواد جامد، شاخص های زیست محیطی هستند که بررسی شدند و شاخص اقتصادی، تولید ناخالص داخلی سرانه می باشد. روند هر سه نوع آلاینده، U شکل وارونه بود.

وی لانترو همکاران^{۱۴} (۲۰۰۵) در مقاله ای با عنوان «تعیین اثرات درآمد، جمعیت و فناوری بر انتشار دی اکسید کربن در کانادا» پرداخته اند. فاکتورهای اساسی موثر بر انتشار دی اکسید کربن شامل GDP سرانه، جمعیت و تغییرات فناوری بوده و رابطه میان این متغیرها با استفاده از داده های پانل پنج ناحیه کانادا طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۰ بررسی شده است. نتایج تخمین به روش OLS^{۱۵} بیانگر عدم ارتباط GDP سرانه با CO₂ بود اما یک رابطه U شکل وارونه با جمعیت و یک رابطه U شکل وارونه با فناوری وجود داشت. در زمینه پژوهش های انجام شده در داخل کشور، کار چندان مشابهی صورت نگرفته است. صادقی و همکاران (۱۳۸۳) با استفاده از روش آزمون علیت هسیائو به بررسی روابط علی بین رشد جمعیت، آلودگی زیست محیطی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان می دهد یک رابطه دو طرفه بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد. به طور کلی همه مطالعات تجربی نشان می دهد که یک رابطه به شکل U وارونه بین معیارهای تخریب محیط زیست و درآمد واقعی

¹³Song, T et al

¹⁴V.Lantz et al

¹⁵Ordinary Least Square

⁷Inmaculada Martinez et al

⁸Organization for Economic Co-Operation and Development

⁹Pooled Mean Group Estimation

¹⁰S.M de Bruyn et al

¹¹Halkos, G.E et al

¹²Huang.W.M et al

وجود دارد. اسماعیلی و همکاران (۲۰۰۹) در مقاله ای با عنوان «استخراج نفت و منحنی زیست محیطی کوزنتس» با استفاده از داده های ۳۸ کشور تولید کننده نفت طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۰ به بررسی رابطه EKC برای این کشورها پرداختند. نتایج حاصل از وجود رابطه EKC برای استخراج نفت حمایت می کرد. پورکاملی و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله ای با عنوان «بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس در خاورمیانه» با استفاده از داده های انتشار دی اکسید کربن طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۳ درستی این رابطه را در ۱۳ کشور خاورمیانه^{۱۶} از جمله ایران بررسی کردند. دو شکل ساده و لگاریتمی برای بررسی رابطه EKC با لحاظ اثرات ثابت و تصادفی برآورد شد. نهایتاً با توجه به تطابق مدل ساده با تئوری و با توجه به قدرت نتایج حاصل، مدل ساده به عنوان مدل پایه مورد استناد قرار گرفته و فرضیه EKC در خاورمیانه تایید شد. مرادحاصل (۱۳۸۶) در رساله دکتری خود با عنوان «بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی در کشورهای منتخب در قالب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس» به بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا برای ۶۷ کشور طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۹۱ پرداخت. نتایج این پژوهش حاکی از برقراری رابطه U شکل وارونه بین رشد اقتصادی و میزان تخریب محیط زیست بود.

معرفی الگوی نظری

در مطالعات EKC فرض شده است که رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست یکنواخت نیست و با رسیدن به سطح معینی از درآمد ممکن است، فرد به دنبال تقاضا برای زیرساخت های کارآمدتر و محیط زیست پاکیزه تر باشد و بدین ترتیب علامت این رابطه از منفی به مثبت تغییر کند. پدیده مشابه ممکن است در طرف عرضه یا تغییر

ساختار نهاده و ستانده رخ دهد که به معنای یک رابطه U شکل وارونه بین تخریب محیط زیست و درآمد می باشد. در تحلیل فرضیه EKC از سه مدل تجربی به شرح زیر استفاده شده است:

$$E_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln y_{it} + V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱-۳)$$

$$E_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 y_{it} + \beta_2 (y_{it})^2 + V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲-۳)$$

$$(۳-۳)$$

$$\ln E_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴-۳)$$

$$E_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \beta_3 y_{it}^3 + V_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵-۳)$$

$$\ln E_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 (\ln y_{it})^3 + V_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این معادلات، E شاخص آلودگی، Y تولید ناخالص داخلی سرانه، V سایر متغیرهای تأثیرگذار بر آلودگی از قبیل حجم جمعیت و... می باشد و ln لگاریتمی طبیعی می باشد.

α_i و γ_t نمایانگر پارامترهای عرض از مبدأ می باشند که در بین کشورها یا مناطق مختلف (i) و در سال های مختلف (t) تغییر می کنند. فرض بر این است که گر چه سطوح انتشار سرانه آلودگی ممکن است در هر سطح خاصی از درآمد بین کشورها متفاوت باشد، اما امکان کشش درآمدی آن در بین تمام کشورها در هر سطح معینی از درآمد یکسان است. عرض از مبدا خاص زمان (γ_t) نمایانگر تمام متغیرهای نادیده گرفته شده متغیر در طول زمان و شوک های تصادفی است که در بین کشورها مشترک است. عرض از مبدا

۱۶ ایران، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، قطر، کویت، عمان، یمن، اردن، بحرین، لبنان، سوریه، مصر و لیبی

کشوری (α_i) نمایانگر اثرات ذکر شده برای هر کشور معین است.

چنانچه در رابطه (۳-۳) و (۳-۳)، $\beta_1 > 0$ ، $\beta_2 < 0$ باشد، رابطه EKC از نوع U وارونه برقرار است. مدل‌های EKC معمولاً به روش پانل دیتا^{۱۷} برآورده شده‌اند. در مدل‌های اثرات ثابت^{۱۸} α_i و γ_t پارامترهای رگرسیون هستند. در مدل‌های اثرات تصادفی^{۱۹} α_i و γ_t اجزا اخلاص تصادفی تلقی می‌شوند. اگر اثرات α_i و γ_t متغیرهای توضیحی همبسته باشند، تخمین مدل با اثرات تصادفی سازگار نیست و تنها مدل اثرات ثابت به صورت سازگار برآورد می‌شود.

با توجه به این توضیحات، مدل پیشنهادی جهت برآورد رابطه رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست به صورت زیر ارائه می‌گردد: (۳-۶)

$$CO_{2it} = \alpha_i + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 GDP_{it}^2 + \beta_3 GDP_{it}^3 + POP_{it} + EU_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن،

CO_{2it} : انتشار سرانه دی اکسید کربن (CO_2)

GDP: تولید ناخالص داخلی کشورها

EU: میزان مصرف انرژی و

POP: جمعیت می‌باشد.

باتوجه به معادله فوق و با فرض سایر عوامل ثابت می‌توانیم اشکال گوناگون رابطه میان کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی را به صورت زیر آزمون کنیم:

یک روند مسطح، وقتی بین X و Y ارتباطی وجود ندارد. $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 1)

یک رابطه

خطی صعودی بین X و Y وجود دارد.

$$\beta_1 > 0, \beta_2 = \beta_3 = 0$$
 2)

یک رابطه خطی نزولی بین X و Y وجود

دارد. $\beta_1 < 0, \beta_2 = \beta_3 = 0$ 3)

$$\beta_1 \geq 0, \beta_2 < 0, \beta_3 = 0$$
 4)

یک رابطه درجه دوم به شکل U وارونه که همان EKC قراردادی است. نقطه برگشت این منحنی

$$\text{در نقطه } x^* = \frac{\beta_1}{2\beta_2} \text{ می‌باشد.}$$

یک رابطه درجه دوم به شکل U که نقطه برگشت آن در

$$\text{نقطه } x^* = \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \text{ می‌باشد. } \beta_1 \leq 0, \beta_2 > 0, \beta_3 = 0$$
 5)

یک چند جمله ای درجه سوم

به شکل N (2) β_1 و β_2 بطور هم زمان صفر نیستند) $\beta_1 \geq 0, \beta_2 \leq 0, \beta_3 > 0$ 6)

¹⁷Panel Data

¹⁸Fix effect model

¹⁹Random effect model

اگر چه یافتن نقاط کلیدی مشکل می باشد. با توجه به ویژگی های توابع درجه سوم اگر یک نقطه عطف و نقاط برگشت وجود داشته باشد می توانیم نقاط برگشت را به

صورت زیر محاسبه کنیم:

$$x_1^* = \frac{-\beta_2 - \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \text{ و } x_2^* = \frac{-\beta_2 + \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3}$$

و نقطه عطف منحنی در $x_3^* = \frac{-\beta_2}{3\beta_3}$ می باشد. ولی ممکن است نقطه عطف و نقاط برگشت وجود نداشته باشد و منحنی متناظر روند افزایش مداوم را نشان دهد.

یک چند جمله ای درجه سوم به شکل N وارونه (β_1 و β_2 به طور هم زمان صفر نیستند).

$$\gamma) \beta_1 \leq 0, \beta_2 \geq 0, \beta_3 < 0$$

و همان طور که در بالا بیان شد اگر نقاط برگشت و نقطه عطف وجود داشته باشند به صورت زیر محاسبه می شوند

$$x_1^* = \frac{-\beta_2 - \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \text{ و } x_2^* = \frac{-\beta_2 + \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3}$$

نقطه عطف در نقطه $x_3^* = \frac{-\beta_2}{3\beta_3}$ می باشد. ممکن است نقطه عطف و نقاط برگشت وجود نداشته باشند و منحنی متناظر روند کاهش مداوم را نشان دهد.

روش پژوهش

الگو های اقتصادی از نظر استفاده از اطلاعات آماری به سه گروه تقسیم می شوند. برخی از الگوها با استفاده از اطلاعات سری زمانی^{۲۰} یا به عبارتی طی دوره نسبتاً طولانی چند ساله برآورد می شوند. بعضی دیگر از الگوها بر اساس داده های

مقطعی^{۲۱} برآورد می شوند، یعنی متغیرها در یک دوره زمانی معین مثلاً یک هفته، یک ماه، یا یک سال در واحدهای مختلف بررسی می شوند. روش سوم برآورد الگو، که در

$$x_1^* = \frac{-\beta_2 - \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \text{ و } x_2^* = \frac{-\beta_2 + \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3}$$

مطالعات سال های اخیر نیز زیاد استفاده شده است، برآورد بر اساس داده های پانل است. با کمک این روش تعداد مشاهدات تا حد مطلوب، افزایش می یابد که بدین ترتیب مشکل کمبود اطلاعات نیز برطرف می شود. داده های پانل، محیط بسیار مناسبی را برای گسترش روش های برآورد و نتایج نظری فراهم می سازند.

مزیت این روش در این است که معمولاً روش های سنتی اقتصادسنجی بر سری های زمانی و داده های مقطعی، ناهمگنی های مربوط به واحدها یا گروه ها را لحاظ نمی کنند و نتایج دارای ریسک تورش دار بودن است. مطالعات اقتصادسنجی مهمترین مزیت استفاده از داده های پانل را کنترل نمودن خواص ناهمگن و در نظر گرفتن تک تک افراد، شرکت ها، ایالات و کشورها را بیان می کنند، درحالی که مطالعات مقطعی و سری زمانی این ناهمگنی را کنترل نکرده با تخمین الگو بدان روش ها بیم اریب، درنتیج می رود.

درالگوهای پانل دیتا دو رویکرد متفاوت برای برآورد وجود دارد: (۱) روش اثرات ثابت و (۲) روش اثرات تصادفی

فرض اساسی که مدل اثر تصادفی را از مدل اثر ثابت متمایز می سازد این است که اثر خاص فردی، در طول زمان ثابت است. به عبارت دیگر متغیرهای حذف شده از مدل که اثر آن ها را در جمله اخلاص می بینیم با متغیرهای توضیحی که در مدل ما گنجانده شده اند همبستگی ندارند. به بیان دیگر مدل اثر تصادفی در صورتی تصریح مناسبی خواهد بود که N فرد

²¹Cross section

²⁰Time series

را به طور تصادفی از یک جمعیت بزرگ استخراج کنیم. در این جا تاکید می‌کنیم که مقصود از جمعیت، بی‌نهایت فرد نیست بلکه شامل بی‌نهایت تصمیم است که هر فرد می‌گیرد. این دیدگاه با اثر تصادفی سازگار است در حالی که در مدل اثرات ثابت در مورد بنگاه یا کشور با بی‌نهایت تصمیم مواجه نیستیم. رویکرد اثر ثابت هنگامی پذیرفته است که مطمئن باشیم تفاوت میان واحدها و افراد را می‌توان با تفاوت های جملات عرض از مبدا توضیح داد. به عبارت دیگر این مدل برای واحدهای مقطعی که مورد مطالعه قرار می‌گیرند، کاربرد دارد. در الگوی ثابت فرض بر آن است که تفاوت میان مقاطع می‌تواند در جمله ثابت ظاهر شود.

در ابتدا لازم است این مسأله که چرا مطالعه به صورت پانل مورد مطالعه قرار می‌گیرد، معین شود. به عبارت دیگر آیا مقاطع همگن هستند یا خیر؟ برای این بررسی، ابتدا مسأله ناهمگنی واحدها به وسیله آزمون همگنی و توسط آماره F لیمبر بررسی می‌شود. در صورت تأیید ناهمگنی الگو از طریق داده های پانل برآورد می‌شود و در غیر این صورت به روش OLS برآورد می‌شود.

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(R_{sdv}^2 - R_{sdv}^{2\text{pooled}}) / (n-1)}{(1 - R_{sdv}^2) / (nt-n-k)}$$

حال برای انتخاب بین الگوهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن²² استفاده می‌شود. این آزمون به صورت زیر است:

$$W = (b_s \beta_s)' (M_1 - M_0)^{-1} (b_s - \beta_s) \approx \chi^2(r)$$

در رابطه‌ی فوق r تعداد پارامترها، W دارای توزیع χ^2 با درجه‌ی آزادی تعداد پارامترها است که در آن M_1 ماتریس کوواریانس برای ضرایب الگو اثرات ثابت b_s و همچنین M_0 ماتریس کوواریانس الگو اثرات تصادفی B_s است.

در آزمون هاسمن فرضیه‌ی H_0 بیانگر انتخاب روش تصادفی و فرضیه‌ی مخالف اثرات ثابت است. بنابراین در

صورت رد فرضیه‌ی H_0 روش اثرات ثابت قابل پذیرش است.

در ادامه بحث به بررسی آزمون ریشه واحد در پانل می‌پردازیم. آزمون‌های ایستایی از جمله مهم ترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است. برای جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون ساختگی از آزمون‌های ایستایی استفاده می‌شود. از آن جایی که داده‌های مورد استفاده در روش های ترکیبی باید ویژگی مانایی را داشته باشند و از سوی دیگر قدرت آزمون ریشه واحد در پانل به مراتب بیشتر از آزمون ریشه واحد منفرد می‌باشد، لذا مانایی داده های کل را از طریق ریشه واحد در پانل آزمون می‌کنیم.

بر خلاف سری زمانی در پانل نمی‌توان برای آزمون مانایی از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده نمود. بلکه لازم است به نحوی پایایی جمعی متغیرها آزمون شود. به همین منظور از آزمون های طراحی شده به این منظور استفاده می‌شود. در این تحقیق آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین²³ (IPS) بر روی همه متغیرهای مدل صورت می‌گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد در دو حالت (۱) داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و (۲) داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و روند بررسی شده است. همچنین نتایج این آزمون در سطح و تفاضل اول و دوم نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

پس از بررسی آزمون ریشه واحد در پانل به بررسی آزمون همجمعی در الگوهای پانل می‌پردازیم. در صورت نایستایی متغیرهای الگو، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای اجتناب از وضعیت های رگرسیون ساختگی، آزمون‌های هم‌جمعی به عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است. در این پژوهش از آزمون همجمعی پدرونی، وجود یا عدم وجود رابطه همجمعی میان متغیرها را بررسی کرده و نتایج آن را با دو آماره Panel adf stat و Group adf stat بررسی خواهیم کرد.

²³IM.Pesaran and Shin root test

²²Hausman s Test

درآمدی وارونه می‌گردد و یک رابطه N شکل حاصل می‌گردد.

تصریح الگو و برآورد نتایج پژوهش

در این پژوهش کلیه آمارهای مربوط به متغیرهای مورد نیاز، از آمار و اطلاعات منتشرشده توسط بانک جهانی گردآوری شده است. این داده‌ها به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ میلادی و بر حسب دلار در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۶ می‌باشد. نمونه مورد بررسی شامل داده های پانل ۱۲ساله در ۹ کشور منتخب اوپک^{۲۴} شامل: ایران، عربستان، قطر، الجزایر، کویت، ونزوئلا، اکوادور، نیجریه و گابن می‌باشد.

در ابتدا لازم است توضیحی مختصر از عوامل موثر بر شاخص آلودگی در مدل بیان نماییم:

درآمد: متغیر توضیحی مشترک در همه مطالعات اقتصادسنجی رشد-محیط زیست، تولید ناخالص داخلی واقعی و مجذور آن می‌باشد. با فرض سایر شرایط ثابت، مقیاس بالا و بالاتر سطح فعالیت اقتصادی به تولید بیشتر آلاینده‌ها منجر می‌شود. عبارت توان دوم تولید ناخالص داخلی نماینده بخش هایی از اقتصاد است که همزمان با رشد تولید ناخالص داخلی ثابت نمی‌مانند و شامل تغییر در ترکیب تولید ناخالص داخلی و آگاهی‌ها و قوانین زیست محیطی می‌شود. ترکیب ساختاری GDP ابتدا به پشتیبانی از بخش صنعتی انرژی بر حرکت می‌کند. حال آن که سهم بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. در مراحل بالاتر توسعه سهم صنعت شروع به کاهش می‌کند، درحالی که بخش خدمات غیرآلاینده توسعه می‌یابد. بنابراین در سطوح بالای درآمدی ترکیب GDP اقتصاد را به سمت شدت انرژی بری پایین تر سوق می‌دهد. بنابراین انتظار می‌رود علامت متغیر توان دوم GDP منفی باشد. در این مطالعه که مشتمل بر توان سوم GDP می‌باشد، رابطه برآوردی در سطوح بالای

جمعیت: رشد جمعیت از عوامل موثر در بهره‌برداری بی‌رویه از منابع مشترک و دسترسی باز به منابعی مانند مراتع، اقیانوس‌ها یا اتمسفر است. گازهای گلخانه‌ای که در بروز اثر گلخانه ای نقش دارند با مصرف انرژی که با رشد جمعیت مرتبط است ارتباط نزدیک دارد.

مصرف انرژی: مصرف انرژی معادل بشکه نفت را برای هریک از کشورها در نظر گرفته‌ایم. از آن جا که سهم قابل توجهی از نثر آلاینده ها در این کشورها، انرژی حاصل از مصرف سوخت های فسیلی می باشد، ارتباطی نزدیک میان مصرف انرژی و میزان انتشار آلاینده های موثر بر گرمایش زمین وجود دارد.

همان‌طور که از نتایج جدول (۱) مشاهده می‌شود، هیچ‌یک از متغیرها به جز جمعیت و آن هم در حالت داده‌های مقطعی با مقدار ثابت و روند در هر دو حالت و در سطح، مانا نیستند. متغیر نشر دی اکسیدکربن در هر دو حالت با احتمال یک درصد دارای ریشه واحد است و در نتیجه ایستا از مرتبه اول $I(1)$ می‌باشد. متغیر تولید ناخالص داخلی^{۲۵} (GDP)، مجذور تولید ناخالص داخلی (GDP^2) و مکعب تولید ناخالص داخلی (GDP^3) در سطح احتمال یک درصد با دو بار تفاضل‌گیری ایستا می‌باشند. متغیر مصرف انرژی (EU) در سطح احتمال یک درصد در هر دو حالت با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌باشد و متغیر جمعیت در حالت اول در سطح احتمال یک درصد ایستا می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این آزمون به دلیل عدم ایستایی متغیرها در سطح، آزمون پسماندهای رگرسیون نیز به همین روش صورت گرفته و چون پسماند رگرسیون ایستا

²⁵Gross Domestic Production

²⁴Organization of petroleum exporting countries

بوده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همجمعی رد می شود و فرضیه مقابل مبنی بر وجود همجمعی پذیرفته می شود. باتوجه به نتایج آزمون به دلیل عدم ایستایی متغیرها در سطح به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، از آزمون همجمعی پدرونی²⁶ استفاده می شود که در جدول (۲)، نتایج آن را نشان داده ایم. با توجه به نتایج این آزمون و توزیع نرمال استاندارد این آماره ها، مقایسه نتایج با مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵٪ که برابر با (-۱,۹۶) است نشان می دهد که قدر مطلق اعداد حاصل از 1.96 بیشتر است و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی میان متغیرها رد می شود و در نتیجه ارتباط بلند مدت میان متغیرها وجود دارد.

²⁶Pedroni

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد IPS در دو حالت مقدار ثابت و مقدار ثابت - روند

متغیر	سطح		تفاضل اول		تفاضل دوم	
	کمیت آماره	سطح احتمال	کمیت آماره	سطح احتمال	کمیت آماره	سطح احتمال
CO ₂	*	2.54743	0.9946	0.0000		
	**	-0.05350	0.4787	0.0000		
GDP	*	7.21150	1.0000	0.2272	-6.40352	0.0000
	**	3.58860	0.9998	0.0421	-2.49944	0.0062
GDP ²	*	8.93706	1.0000	0.5184	-6.34168	0.0000
	**	4.68124	1.0000	0.0783	-2.66316	0.0039
GDP ³	*	10.6993	1.0000	0.8493	-5.64508	0.0000
	**	5.73210	1.0000	0.4085	-2.78697	0.0027
EU	*	6.22416	1.0000	0.0000		
	**	0.55179	0.7095	0.0000		
POP	*	8.14965	1.0000	0.0000		
	**	-10.5269	0.0000			
iE	*	-1.7321	0.0301			
	**	-1.5447	0.0464			

منبع: محاسبه‌های پژوهش حاضر

**و* به ترتیب بیانگر آزمون ریشه واحد در حالات مقدار ثابت و مقدار ثابت-روند می‌باشد.

جدول ۲- نتایج حاصل از آزمون همجمعی

پدرونی

نوع آماره	کمیت آماره	سطح احتمال
Panel adf stat	-4.585918	0.0000
Group adf stat	-3.242023	0.0021

های تلفیقی و با لحاظ اثرات ثابت در مقاطع در جدول (۴) آمده است، منظور از

CO₂: انتشار دی اکسید کربن برحسب کیلوتن

GDP: تولید ناخالص داخلی کشورها به قیمت ثابت ۲۰۰۰

GDP²: مجذور تولید ناخالص داخلی کشورها به قیمت ثابت

GDP³: مکعب تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت

EU: مصرف انرژی معادل با نفت

POP: جمعیت به میلیون نفر می باشد.

باتوجه به نتایج جدول ۴، کلیه متغیرها معنادار هستند که نشان می دهد رگرسیون برازش شده معتبر است. همچنین آماره های t مربوط به ضرایب و F مربوط به کلیت توضیح دهنده مدل نشان می دهد که کلیت رگرسیون معنادار است. ضریب تعیین (R²)، مبین آن است که رگرسیون انجام شده قادر است بیش از 0.98 از رابطه میان رشد اقتصادی و گرمایش زمین را در این کشورها توضیح دهد. باتوجه به علایم پارامتری برآورد شده، رابطه مثبتی میان درآمد، جمعیت و مصرف انرژی با میزان انتشار دی اکسیدکربن به عنوان موثرترین گاز گلخانه ای وجود دارد. ضریب مثبت درآمد، نشان از رابطه ای مثبت میان تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسید کربن دارد و به این معناست که سطح نشر دی اکسیدکربن به عنوان موثرترین گاز در پدیده گلخانه ای و گرمایش زمین به ازای هر واحد افزایش در درآمد، افزایش یافته است. پس رشد اقتصادی با افزایش نشر این گاز همراه بوده است. ضریب متغیر مجذور تولید ناخالص داخلی منفی است که حاکی از کاهش انتشار این گاز به ازای افزایش رشد درآمد در این کشورها دارد. ضریب مکعب تولید ناخالص داخلی مثبت است که مبین افزایش پدیده گلخانه ای و گرمایش در سطوح بالای درآمد است. علامت ضریب درآمدی از مثبت به منفی و سپس

منبع: محاسبه های پژوهش حاضر

حال نتایج آزمون همگنی و آزمون هاسمن را در ادامه و سپس در جدول (۳) مورد بررسی قرار می دهیم.

$$F(8,93) = \frac{(0.99-0.95)/8}{(1-0.99)/93} = 46.50$$

$$F_{0.05,8,93} = 2.53$$

با توجه به آن که مقدار F محاسباتی از F جدول بزرگتر است، در نتیجه فرضیه صفر رد می شود و با پذیرش اثرات گروه باید از روش پانل جهت برآورد مدل استفاده کنیم.

جدول ۳- نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب

الگوی اثرات ثابت یا تصادفی

کمیت آماره محاسباتی هاسمن	درجه آزادی	سطح احتمال
22.08	۹	0.0005

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به آنکه آماره محاسباتی از مقدار چی دو جدول بزرگتر است ($\chi^2_9 = 16.91$)، بنابراین فرضیه صفر رد می شود و بدان معناست که اثرات تصادفی ناسازگار بوده و برای برآورد باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد. نتایج نهایی برآورد مدل «رابطه بین رشد اقتصادی و گرمایش زمین در کشورهای عمده عضو اوپک» با استفاده از روش داده

مثبت تغییر می کند که نشان از یک رابطه N شکل میان درآمد و حجم دی اکسید کربن ایجاد شده است.

جدول ۴- نتایج برآورد ضرایب مدل تحقیق با لحاظ اثرات ثابت در مقاطع

Variable	Coefficient	t-Statistic	rob
C	-22533.02	-4.067740	.0001
GDP	3.06E-07	1.984173	.0502
GDP ²	-3.98E-18	-2.337976	.0215
GDP ³	1.50E-29	2.923874	.0043
EU	2.294637	20.46065	.0000
POP	0.000735	3.252046	.0016

یافته‌های این مقاله حاکی از آن است که انتشار دی اکسید کربن به‌عنوان موثرترین گاز گلخانه‌ای در پدیده گرمایش زمین، در ارتباط با رشد اقتصادی از فرضیه U شکل وارونه پیروی نمی‌کند. بنابراین آلودگی به طور خودکار با رشد اقتصادی محو نمی‌شود و رشد اقتصادی نهایتاً با افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای همراه است. علامت ضریب درآمدی از مثبت به منفی و سپس مثبت تغییر می‌کند که حاکی از یک رابطه N شکل میان درآمد و حجم دی اکسید کربن ایجاد شده است. دستیابی به این نتیجه بدان معناست که فرضیه U شکل وارونه در این کشورها تایید نمی‌شود. فرضیه EKC به این معنی است که بهترین راهکار این است که هیچ‌کاری نکنیم چرا که با افزایش درآمد به طور خودکار آلودگی کاهش خواهد یافت. مطالعات تجربی از این سیاست که رشد اقتصادی به تنهایی راه حل تمام مسائل محیط زیستی است حمایت اندکی کرده‌اند. این نتایج همان‌طور که از آزمون‌های این مقاله استنباط می‌شود، برای گازهای گلخانه‌ای (از قبیل دی اکسید کربن) صدق نمی‌کند. یکی از دلایلی که گازهای گلخانه‌ای رفتاری به شکل EKC ندارند، این است که آن‌ها، بر خلاف آلاینده‌های محلی، آلاینده‌هایی جهانی هستند و اثرات‌شان بین‌المللی است و مستلزم همکاری‌ها و توافقاتی در سطح بین‌المللی است. در نتیجه هر کشور نیاز شدیدی به توسعه سیاست‌های ملی و محلی برای مبارزه با آلودگی‌های زیست محیطی صرف نظر از سطوح درآمدی آن دارد.

اما نتایج این مقاله حاکی از آن است که ما می‌توانیم تجربه رشد اقتصادی کشورها را به مراحل مجزا تقسیم بندی کنیم. در اولین مرحله که سطوح درآمدی پایین است، تخریب محیط زیست افزایش می‌یابد. اما با نرخ کاهنده در مرحله دوم هنگامی که سطوح درآمدی بالا است، تخریب محیط زیست کنترل شده است و افزایش در تخریب محیط زیست مشاهده نمی‌شود. در مرحله سوم که در سطوح بسیار بالای درآمدی اتفاق می‌افتد، انتشار گازهای گلخانه‌ای شروع به افزایش می‌کند و تخریب محیط زیست شدیدتر می‌شود. یافته دیگر از این پژوهش که باید به آن اشاره شود در

Fixed effects(SUR)	Weighted stat(SUR)	Unweighted stat
C-IRAN=40205.3	R-squared=0.99	R-squared=0.95
C-KUWAIT=36698.1	F-statistic=23870.08	F-statistic=403.4072
C-VENEZUELA=22272.9	Durbin-Watson stat=2.1572	Durbin-Watson=0.2310
C-ECUADOR=14007.09		
C-GABON=18725.36		
C-SAUDI=19341.08		
C-QATAR=22564.57		
C-ALGERIA=42559.23		
C-NIGERIA=-216373.7		

منبع: محاسبه‌های پژوهش حاضر

نتیجه‌گیری

مورد نقش ساختار سیاسی بر رابطه میان درآمد و کیفیت محیط زیست بیان می‌شود که یکی از عوامل اصلی تعیین کننده سیاست زیست محیطی، مدل سیاسی اجتماعی یک کشور (دولت) می‌باشد. به ویژه فساد و رفتار رانت جویانه، می‌تواند بر رابطه میان درآمد و کیفیت محیط زیست اثر بگذارد. فساد سبب بالا رفتن نقطه برگشت EKC به بالاتر از سطح بهینه اجتماعی می‌شود. حقوق مالکیت خوب تعریف شده و احترام به حقوق افراد، سبب افزایش سطوح کارایی محیط زیستی می‌شود. از آن جا که کیفیت محیط زیست، اغلب به عنوان یک کالای عمومی مطرح می‌شود و معمولاً دولت این کالا را فراهم می‌کند، سیاست محیط زیستی دولت تا اندازه ای تحت تاثیر رجحان های جامعه برای کیفیت محیط زیست می‌باشد. بنابراین مخارج حفاظت از محیط زیست تا اندازه ای تابعی از رجحان های جامعه می‌باشد.

منابع

۱. اشرف زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر، ۱۳۷۸، اقتصاد سنجی پانل دیتا، موسسه انتشارات دانشگاه تهران.
۲. برقی اسکویی، محمد مهدی، ۱۳۸۷، آثار آزاد سازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس، سایت www.sid.ir
۳. پژوهان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر، بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا، فصل نامه پژوهش های اقتصادی، سال هفتم، شماره چهارم، ۱۴۱-۱۶۰.
۴. پور کاظمی، محمد حسین. ابراهیمی، ایلناز، ۱۳۸۷، بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه، فصل نامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۳۴، ۷۱-۵۷.

۵. ترنر، آر، ک. پیرس، دی. باتمن، ای ۱۳۸۴، اقتصاد محیط زیست، ترجمه سیاوش دهقانیان، عوض کوچکی، علی کلاهی اهری، چاپ چهارم، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
۶. عرفان منش، مجید. افیونی، مجید، ۱۳۸۷. آلودگی محیط زیست، آب، خاک و هوا، چاپ پنجم، انتشارات ارکان دانش.
۷. نصراللهی، زهرا. غفاری گولک، مرضیه، ۱۳۸۸، توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (باتا کیدبر منحنی زیست محیطی کوزنتس)، پژوهش نامه علوم اقتصادی، شماره ۲، ۱۲۶-۱۰۵.
8. Arpegis, N, and Payane, J. (2009). *co₂ emission, energy usage and output in Central America*. *Energy Policy* 37, 3282-3286.
9. Diao, X.D., Zeng, S.X., Tam, C.M., Tam, V.W.Y. (2008). «EKC analysis for studying economic growth and environmental quality: a case study in China», *Journal of cleaner Production*, 1-8.
10. Dinda, S. (2004). *Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey*, *Ecological Economics*, 47, 431-455.
11. Dinda, S., Coondoo, D. (2006). *Income and emission: A Panel Data-based Cointegration Analysis*, *Ecological Economics*, 57, 167-181.
12. Esmaeili, A., Abdollahzadeh, N. (2009). «Oil Exploitation and the Environmental Kuznets

- Curve», *Energy Policy* , 37 , 371-374.
13. Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy* 37,699-702.
 14. Halkos , G ,E .Tzermes , N .G.(2009).«Exploring the Existence of Kuznets Curve in Countries Environmental Efficiency Using DEA Window Analysis» , *Ecological Economics* , .68.,2168-2176.
 15. Huang.W.M.Lee,G.W.M WU.C.C.(2008). GHG Emission, GDP Growth and the Kyoto protocol: A revisit of Environmental Kuznets curve Hypothesis. *Energy policy*,36.239-247.
 16. Khanna, N (2007). Total Factor Productivity and the Environmental Kuznets curve: A comment and intuition, *Ecological Economics*,63. 54-58
 17. Sari,Ramazan.Soytas,ugur.(2009),Are Global Warming and Economic Growth, compatible? *Applied Energy* ,1887-1893.
 18. World Development Indicators(WDI) Data Base (2010)

