

بررسی رابطه‌ی انتشار دی‌اکسیدکربن با رشد اقتصادی، انرژی و تجارت در ایران

محمد رضا لطفعلی پور

lotfalipour@um.ac.ir دانشیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

محمدعلی فلاحی

falahi@um.ac.ir دانشیار دانشکده‌ی علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

ملیحه آشنا

ml.ashna@yahoo.com دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۲۱ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

چکیده

افزایش تخریب محیط زیست در سال‌های اخیر، بررسی رابطه‌ی میان سطح فعالیت‌های اقتصادی و شاخص‌های زیست محیطی را مطرح نموده است. اغلب، یک رابطه‌ی علی یک‌طرفه از تغییر در سطح فعالیت‌های اقتصادی به تغییر در آلودگی فرض شده است. در حالی که جهت علیت میان آلودگی و رشد اقتصادی کاربردهای سیاستی معنی‌داری دارد، پیش فرض جهت علیت می‌تواند ماهیت صحیح رابطه را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای آلاینده و پیامدهای آن از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. مطالعه‌ی حاضر وجود رابطه‌ی بلندمدت میان انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی را با در نظر گرفتن دو متغیر دیگر مصرف انرژی‌های فسیلی و آزادی تجاری در ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۶-۱۳۸۶ بررسی می‌کند. لذا جهت مطالعه چگونگی رابطه‌ی علی درآمد-انتشار، از آزمون علیت بر اساس الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد علیت از رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های فسیلی و آزادی تجاری به انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد، اما عکس آن مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. از یک طرف به دلیل این‌که مصرف انرژی‌های فسیلی در کشور اثری بر رشد اقتصادی ندارد و از طرف دیگر مصرف انرژی از عوامل ایجاد آلودگی می‌باشد، می‌توان کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی را به عنوان راهی جهت کاهش آلودگی پیشنهاد نمود.

طبقه‌بندی JEL: O13، Q53

کلید واژه: انتشار آلودگی، رشد اقتصادی، هم‌گرایی بلندمدت، علیت، ایران.

۱- مقدمه

گرچه رشد اقتصادی هدف اصلی بسیاری از سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها است، اما معمولاً به ایجاد زیان‌های زیست محیطی منجر می‌شود. از این رو از لحاظ توسعه‌ی پایدار این نگرانی وجود دارد که توسعه‌ی اقتصادی جهان صدمه جبران ناپذیری به محیط‌زیست وارد می‌آورد. در سال ۲۰۰۷ ایران ۱/۱٪ جمعیت جهان و ۱/۵٪ انتشار جهانی گاز CO_۲ را داشته است و از نظر انتشار گازهای گلخانه‌ای در رتبه‌ی اول خاورمیانه و آفریقا قرار دارد (گزارش توسعه‌ی انسانی، ۲۰۰۷).

تعیین رابطه‌ی علی بلندمدت رشد اقتصادی و آلودگی کاربردهای سیاستی قابل ملاحظه‌ای دارد و از لحاظ نظری، عملی و سیاست‌گذاری در جهت رشد اقتصادی متناسب با اهداف توسعه‌ی پایدار ضروری است. در این بررسی مطالعه تک کشوری به مطالعه بین کشوری، ترجیح داده شده است. زیرا مطالعات تجربی قبلی با کاربرد داده‌های گروهی کشورها، پیچیدگی محیط اقتصادی و تاریخی کشورها را به خوبی منظور نمی‌کنند، در حالی که ویژگی‌های متفاوت و پویایی‌های اقتصادی متفاوت کشورها در عکس‌العمل میان نهاده‌ها به جهت‌های علیتی متفاوتی منجر خواهد شد و نتایج این مطالعات نمی‌تواند در مورد چگونگی ارتباط متغیرها تعمیم داده شود.

در ایران به واسطه وجود ذخایر عظیم سوخت‌های فسیلی، به صرفه‌جویی و اتلاف در مصرف انرژی توجه جدی نشده است، از این رو توجه به این امر به ویژه به علت بروز آثار زیست محیطی ناهنجار، در مراحل مختلف تولید، تبدیل و مصرف انرژی اجتناب‌ناپذیر است. الگوی توسعه در بخش انرژی هنگامی پذیرفتنی است که کم‌ترین تخریب زیست محیطی را به دنبال داشته باشد. به دلیل اهمیت رابطه‌ی انرژی و محصول و با توجه به این که انرژی اثر مستقیم بر آلودگی دارد، اهمیت مصرف انرژی در رابطه‌ی محصول - آلودگی مطرح می‌شود. علاوه بر این با توجه به مبانی نظری و فرضیه‌های مطرح در مورد تأثیر تجارت بر محیط زیست، این متغیر نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

کیفیت محیط زیست، کیفیت هوا، کیفیت آب و دیگر شاخص‌ها مانند ضایعات جامد سه طبقه‌بندی اصلی شاخص‌های زیست محیطی در مطالعات قبلی است. یک تقسیم‌بندی جزئی‌تر از شاخص کیفیت هوا تمایز میان آلاینده‌های محلی و جهانی است. یکی از مهم‌ترین مسائل در بحث سیاستی نقشی است که باید توسط کشورهای در حال توسعه در پیوستن به تعهد کشورهای توسعه‌یافته (پیمان کیوتو^۱) برای کاهش انتشارات

مخصوصاً انتشار CO_2 ایفا شود. چهار نوع شاخص متداول در ادبیات گذشته مرتبط با گاز CO_2 شامل انتشار سرانه، انتشار هر واحد محصول، انتشار کل و مقادیر تجمعی مطرح شده‌اند. شاخص انتخاب شده در این مقاله سطح سالانه انتشار سرانه CO_2 است. زیرا: (۱)؛ حتی هنگام کاهش انتشار هر واحد محصول، ممکن است انتشار سرانه افزایش یابد. (۲)؛ اغلب مطالعات با فرض این که کشش انتشار آلودگی نسبت به جمعیت برابر واحد است، انتشار سرانه را به عنوان متغیر اصلی در نظر می‌گیرند. (۳)؛ تا زمانی که یکی از عوامل اصلی انتشار آلودگی حمل و نقل باشد، انتشار نباید تنها به محصول تولیدی صنعتی نسبت داده شود. (۴)؛ سطوح تجمع برای آلاینده‌های محلی مناسب هستند اما برای آلاینده‌های جهانی مناسب نمی‌باشد.

۲- مبانی نظری تحقیق

به منظور بررسی رابطه‌ی علیت میان انتشار و درآمد دو حالت وجود دارد، به طوری که انتشار تابعی از درآمد یا درآمد تابعی از انتشار باشد. می‌توان رابطه‌ی اول را به‌عنوان منحنی انگل برای انتشار (که معمولاً از نقطه نظر ترجیحات مصرف‌کننده به‌عنوان کالایی بد در نظر گرفته شده است) تفسیر نمود. تحت این تفسیر، فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)^۱ بدین معنی خواهد بود که با افزایش درآمد کشش درآمدی انتشار به صفر کاهش می‌یابد و بعد از سطح درآمد آستانه‌ای منفی می‌شود. به عبارت دیگر، وضعیت انتشار آلودگی با رشد درآمد به عنوان موردی از مصرف به تدریج از یک کالای ضروری به یک کالای پست تغییر می‌کند. فرضیه‌ی EKC یکی از پرکاربردترین مفاهیم برای تحلیل رابطه‌ی آلودگی - درآمد است که به شکل U معکوس می‌باشد و برای اولین بار در اوایل دهه‌ی نود میلادی در تحقیق گروسمن و کروگر^۲ (۱۹۹۱) در مورد آثار زیست محیطی تجاریت آزاد آمریکای شمالی (NAFTA)^۳ و مطالعه شافیک و باندیوپادیا^۴ (۱۹۹۲) مطرح شد.

رابطه‌ی دوم، انتشار را به عنوان علت و درآمد را به عنوان متغیر اثرپذیر در نظر می‌گیرد که می‌تواند بر یک رابطه‌ی تولید دلالت داشته باشد. بدین ترتیب انتشار آلودگی یک نهاده ضروری برای ایجاد درآمد است. مقایسه این تفسیر با فرضیه‌ی EKC دو ساختار تولیدی مجزا را پیشنهاد می‌کند. اولین ساختار با سطوح درآمدی پایین‌تر از

1- Environmental Cuznets Curve .

2- Grossman and Krueger .

3- North American Free Trade Agreement .

4- Shafik and Bandyopadhyay .

درآمد آستانه منطبق است که در آن رشد درآمد به افزایش انتشار آلودگی نیاز دارد. ساختار دوم با سطوح درآمدی بالای درآمد آستانه منطبق است که با ویژگی کاهش انتشار همراه با رشد درآمد مشخص شده است (کوندو و دیندا، ۲۰۰۲:۳۵۳).

بحث بالا دیدگاهی ساده از رابطه‌ی انتشار آلودگی و درآمد از نظر مصرف یا از نظر ایجاد درآمد (تولید) است. اما انتشار آلودگی ممکن است به عنوان یک کالای عمومی رفاه مصرف‌کننده و به عنوان یک نهاد مجازی ایجاد درآمد را تحت تأثیر قرار دهد. به منظور بررسی رابطه‌ی درآمد و آلودگی، می‌توان یک اقتصاد تک کالایی را در نظر گرفت که در آن شاخص محیط زیست می‌تواند سطح مطلوبیت و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. متغیرهای $C(t)$ ، $E(t)$ و $K(t)$ به مصرف، شاخص محیط زیست و میزان سرمایه در زمان t دلالت می‌کنند. با فرض این که γ نرخ آلودگی و θ ($0 < \theta < 1$) سهم سرمایه در تولید کالا باشد، سهم باقی‌مانده سرمایه $(1-\theta)$ برای بهبود محیط زیست استفاده می‌شود. مسئله انتخاب می‌تواند به صورت زیر بیان گردد:

$$(1) \text{ Maximize } W = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(C(t), E(t)) dt$$

$$\text{S.t: } \dot{K}(t) = f(\theta K(t), E(t)) - C(t)$$

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

به طوری که ρ نرخ ترجیح زمانی و $f(\cdot)$ و $g(\cdot)$ تابع تولید و تابع بهبود محیط زیست می‌باشد. محدودیت اول با تشکیل سرمایه‌ی فیزیکی و محدودیت دوم با تغییر شاخص زیست محیطی به علت تولید و نیز بهبود محیط زیست مرتبط است. با فرض شرایط معمول برای تابع تولید و مطلوبیت، شرایط بهینه برای مسئله بالا به صورت زیر به دست می‌آید (همان: ۳۵۴):

$$\alpha(t) \frac{\dot{C}(t)}{C(t)} + \beta(t) \frac{\dot{E}(t)}{E(t)} = \phi(t) \quad (2)$$

$$\alpha(t) = \frac{C(t)U_{CC}}{U_C}, \beta(t) = \frac{E(t)U_{CE}}{U_C}, \phi(t) = \left(-\frac{f_k g_k}{g_k + \gamma f_k} + \rho \right)$$

U_C ، U_{CC} ، U_{CE} به ترتیب مشتق‌های جزئی مرتبه‌ی اول و دوم تابع $U(\cdot)$ می‌باشد و f_k و g_k مشتق جزئی تابع $f(\cdot)$ و $g(\cdot)$ با توجه به K هستند. شرایط بالا بیان می‌کند که مسیر بهینه‌ی متغیرها باید به یکدیگر وابسته باشد و این به معنی یک رابطه‌ی علی دو سویه بین درآمد و انتشار است. زمانی که $U_{CC} = 0$ و $U_{CE} \neq 0$ باشد، مسیر بهینه‌ی درآمد $(C(E))$ مستقل خواهد بود و مسیر بهینه‌ی انتشار $(E(C))$ به

درآمد وابسته خواهد بود و علیت یک طرفه از درآمد به انتشار وجود خواهد داشت. در حالت دیگر وقتی $U_{CE} = 0$ و $U_{CC} \neq 0$ باشد، به عنوان علیت یک طرفه از انتشار به درآمد در نظر گرفته می شود.

برای بررسی رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرها بر اساس مسئله بهینه‌سازی بالا می توان یک راه حل ایستا را میان درآمد و انتشار کرین در نظر گرفت. با فرض این که کیفیت محیط زیست به سطحی پایدار دست یافته است (یعنی $\dot{E} = \dot{\mu} = 0$)؛ نرخ تخریب محیط زیست به واسطه تولید باید برابر با نرخ بهبود آن باشد:

$$g((1-\theta)K, E) = \gamma f(\theta K, E) \Rightarrow h_1(K, E) = 0 \quad (3)$$

بدین ترتیب در θ معین یک رابطه‌ی بین K و E می تواند مشخص شود. در شرایط باثبات فرض می شود که $\dot{K} = \sigma$ یک مقدار ثابت باشد، در این صورت:

$$f(\theta K, E) - C = \sigma \Rightarrow h_2(K, E, C) = 0 \quad (4)$$

با ترکیب h_1 و h_2 رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین E و C به دست می آید (همان: ۳۵۵):

$$h_2(E, C) = 0 \Rightarrow E = h(C) \quad (5)$$

در حقیقت نوع علیت در رابطه‌ی درآمد و آلودگی به برخی ویژگی‌های ساختاری اقتصاد مورد بررسی نیز بستگی دارد. از جمله این عوام مهم می توان به مصرف انرژی و آزادی تجاری در اقتصاد مورد مطالعه اشاره کرد. چگونگی تولید و استفاده از حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف منجر به آلودگی در مقیاس محلی، منطقه‌ای و بین‌المللی می شود. هم‌چنین تجارت از طریق مزیت نسبی دو کشور، سیاست زیست محیطی و آثار رفاهی بر مصرف کننده، بر محیط زیست اثر می گذارد. براساس روش کوپلند و تیلور (۲۰۰۴) برای تعیین نقش تجارت (T) بر محیط زیست، در معادله (۱) به جای مصرف، قیمت (p) و درآمد (I) را جانشین ساخته و تابع مطلوبیت غیرمستقیم (V) به دست می آید.

$$\text{Maximize } V = V(I, P, E) \quad (6)$$

به طوری که درآمد تابعی از تولید کل (Q) است:

$$C = \frac{I}{P}, \quad I = \frac{Q}{N} \quad (7)$$

تجارت بر رفاه مصرف کننده دو اثر دارد؛ یکی اثر مرتبط با مقدار کالا و دیگری تغییر کیفیت محیط زیست. با افزایش تجارت قیمت داخلی کالای نمونه تغییر می کند. با

افزایش واردات و افت قیمت داخلی کالا، آلودگی به علت اثر ساختار کاهش و به علت اثر مقیاس افزایش می‌یابد. اگر کالا صادر شود قیمت داخلی افزایش می‌یابد و هم‌زمان آلودگی به علت افزایش تولید کالای آلاینده افزایش می‌یابد. آثار مذکور نیز می‌تواند از جنبه‌ی فرضیه تغییر مکان صنایع (فرضیه‌ی پناهگاه آلودگی) توضیح داده شود که به حرکت صنایع بسیار آلاینده از کشورهای دارای مقررات شدید به کشورهای دارای مقررات ضعیف منجر می‌شود. چگونگی روابط رشد اقتصادی، تجارت و محیط زیست با تفصیل کامل در برخی مطالعات^۱ بررسی شده است.

آلودگی ایجاد شده با تفاضل تابع بهبود محیط زیست از تابع تخریب آن (در اثر تولید کالاهای داخلی و مصرف انرژی و آثار مربوط به تجارت) به دست می‌آید. با در نظر گرفتن راه حل ایستا مطابق رابطه‌ی (۳)، تعمیم روابط با لحاظ نمودن تجارت (T) و انرژی (F) انجام می‌گیرد. همان‌طور که برتز و کلی^۲ (۲۰۰۸) بیان می‌کنند آلودگی نسبتی برون‌زا از تولید و هم‌چنین مصرف به صورت نسبتی از تولید و قیمت (که هر دو نیز متأثر از تجارت هستند) می‌تواند بیان شود. با فرض این‌که K ثابت باشد و

$$C = C(I(Q), P(T)) \text{ باشد، داریم:}$$

$$f(\theta K, E, F) - C(Q, T) = \sigma \quad (۸)$$

$$\Rightarrow h_{\sigma}'(K, E, Q, F, T) = 0 \Rightarrow h_{\sigma}'(E, Q, F, T) = 0 \quad (۹)$$

اثر مربوط به تجارت (T) به قیمت جهانی و ضریب تجارت وابسته است. به طور معمول حرکت این ضریب به سمت یک به عنوان افزایش آزادی تجاری فرض می‌شود. اکنون می‌توان با توجه به بحث نظری بالا و رابطه‌ی (۹) از تحلیل هم‌گرایی بلندمدت برای بررسی ارتباط میان متغیرها استفاده نمود.

۳- مرور مطالعات گذشته

الف) سوابق مطالعات در خارج از کشور

در اوایل دهه‌ی هفتاد میلادی طرفداران محیط زیست تأکید داشتند که جهت حفظ کیفیت محیط زیست بر اساس نظریه "محدودیت‌های رشد"^۳، رشد اقتصادی و جمعیت باید محدود شود. در مقابل، شافیک و بندیوپدیا (۱۹۹۲) بیان کردند که این عقیده، بر پایه فرض ثبات فن‌آوری، سلیقه‌ها و سرمایه‌گذاری زیست محیطی است. اما با افزایش درآمد تقاضای بهبود کیفیت محیط زیست افزایش خواهد یافت و منابع

1- Antweiler et al, Copeland and Taylor .

2- Bartz and Kelly .

3- Limits to Growth.

بیش‌تری برای سرمایه‌گذاری وجود خواهد داشت. این دیدگاه رشد سریع اقتصادی را همراه با سیاست زیست محیطی فعال در نظر می‌گیرد (گالئوتی، ۲۰۰۷: ۴۳۰). مدل خلاصه شده زیر توسط مطالعات گذشته برای آزمون روابط احتمالی بین سطح آلودگی یا فشار زیست محیطی (E) و درآمد (Y) به کار برده شده است:

$$E_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^3 + \beta_4 t + \beta_5 V_{i,t} + e_{i,t} \quad (10)$$

به طوری که در آن:

i: شاخص کشور، t: شاخص زمان، V: سایر متغیرهای توضیحی اثرگذار بر این رابطه و e: عبارت خطای استاندارد است. این تساوی، آزمون روابط مختلف اقتصاد-محیط زیست (رابطه‌ی خطی افزایشی یا کاهششی، رابطه‌ی U شکل یا U معکوس، رابطه‌ی N شکل یا N معکوس) را منظور می‌کند.

برخی مطالعات رابطه‌ی خطی ساده میان متغیرها را در نظر می‌گیرند. بر اساس مطالعه‌ای در پاکستان در دوره‌ی ۱۹۷۱-۲۰۰۵ نشان داده شده است که فرایند توسعه‌ی اقتصادی به مصرف انرژی وابسته است و انتشار CO_2 ، رشد اقتصادی مثبت و معنی‌داری را باعث می‌شود. به علاوه شهرنشینی و افزایش جمعیت، به طور مثبت CO_2 را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در حالی که در بلندمدت به طور منفی بر توسعه‌ی اقتصادی اثر می‌گذارد (الام و همکاران، ۲۰۰۷). بررسی رابطه‌ی میان محصول، انتشار آلاینده‌ها و مصرف انرژی در مالزی طی دوره‌ی ۱۹۷۱-۱۹۹۹ بیان می‌کند که آلودگی و مصرف انرژی در بلندمدت به طور مثبت با محصول مرتبط هستند و نیز علیت از رشد اقتصادی به رشد مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد (انگ، ۲۰۰۸).

آزمون علیت مدل تصحیح خطا در بررسی علیت درآمد- انتشار CO_2 برای کشورهای مختلف سه نوع رابطه‌ی متفاوت علیت را نشان می‌دهد. برای گروه کشورهای توسعه‌یافته آمریکای شمالی و اروپای غربی علیت از انتشار به درآمد، برای گروه کشورهای آمریکای شمالی و مرکزی، اقیانوسیه و ژاپن علیت از درآمد به انتشار و برای گروه کشورهای آسیا و آفریقا علیت دوسویه به‌دست آمده است (کوندو و دیندا، ۲۰۰۲، دیندا و کوندو، ۲۰۰۶). روابط علیّ پویا بین انتشار دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی در ترکیه، در دوره‌ی ۱۹۶۰-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار گرفته و علیت گرنجری دوسویه بین درآمد و انتشار کربن در کوتاه‌مدت و بلندمدت

1- Galeotti .

2- Alam, Fatima and But .

3- Ang .

4- Coondoo and Dinda .

5- Dinda and Coondoo .

به‌دست آمده است (هالیسیقلو،^۱ ۲۰۰۹). در تعیین نقش شدت انرژی و رابطه‌ی بین انتشار CO₂ و مصرف اولیه انرژی در اسپانیا نشان داده شده است که شدت انرژی در دوره‌ی مورد بررسی کاهش نیافته و شاخص کربن‌سازی تغییرات قابل ملاحظه‌ای را به علت تغییر سوخت در برخی از سال‌ها تجربه کرده است (روکا و الکانترا،^۲ ۲۰۰۱). رابطه‌ی رشد اقتصادی، انتشار کربن و مصرف انرژی در کشورهای منتخب در دوره‌ی ۱۹۷۱-۲۰۰۲ توسط سری و سویتاس^۳ (۲۰۰۹) مورد بررسی قرار گرفته است. تنها در عربستان یک رابطه‌ی هم‌گرایی بلندمدت میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی مشخص است. هم‌چنین نتایج بیان می‌کند که هیچ‌یک از کشورها ملزم نمی‌باشند جهت کاهش انتشار کربن رشد اقتصادی را کاهش دهند.

در ترکیه رابطه‌ی رشد اقتصادی و آلودگی با کاربرد متغیرهای توضیحی سرمایه و نیروی کار مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج متفاوتی را با مطالعه هالیسیقا و نشان می‌دهد (سویتاس و سری،^۴ ۲۰۰۷). مطالعه دیگری در ترکیه توسط سی و یوسل^۵ (۲۰۰۶) به تحلیل مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌ها و پیش‌بینی آن‌ها برپایه رشد اقتصادی می‌پردازد. نتایج بیان می‌کند که پیش‌بینی CO₂ بر اساس نرخ رشد اقتصادی در مقایسه با روش IPCC^۶ مقدار خیلی بالاتری را نشان می‌دهد. بر اساس مطالعه‌ای در چین با کاربرد مدلی ادغام شده از مدل‌های اقتصاد کلان، انرژی و محیط زیست نشان داده شده است که در ۳۰ سال آینده در چین رشد GDP حدود ۷٪ خواهد بود و دوام آن، به مشکلاتی در زمینه امنیت انرژی، حفاظت هوا و انتشار CO₂ منجر می‌شود (زیدانگ،^۷ ۲۰۰۳). در مطالعات آندرتونی و لوینسون^۸ (۲۰۰۱)، برتز و کلی^۹ (۲۰۰۸) و کوپلند و تیلور^{۱۰} (۲۰۰۴) مبانی نظری رابطه‌ی درآمد و آلودگی با کاربرد مدل تعادل عمومی بیان شده است. زمینه دیگری از مطالعات پیشین فرضیه‌ی EKC را مورد بررسی قرار داده‌اند. استرن^{۱۱} (۲۰۰۴)، دیندا (۲۰۰۴) و کوپلند و تیلور (۲۰۰۴) مروری بر ادبیات موضوع مرتبط با منحنی زیست محیطی کوزنتس را بیان می‌کنند. در زمینه منحنی زیست محیطی کوزنتس لانتز و فنگ^{۱۱} (۲۰۰۶) و آزوماهو و همکاران^{۱۲}

-
- 1- Halicioglu .
 - 2- Roca and Alcantara .
 - 3- Sari and Soytas .
 - 4- Soytas and Sari .
 - 5- Say and Yucel .
 - 6- Intergovernmental Panel on Climate Change .
 - 7- ZhiDong .
 - 8- Andreonia and Levinson .
 - 9- Copeland and Talor .
 - 10- Stern .
 - 11- Lantz and Feng .
 - 12- Azomahou, Laisney and Nguyen Van .

(۲۰۰۶) الگوهای تابعی مختلفی را به کار برده‌اند. داسگوپتا و همکاران^۱ (۲۰۰۲) و دیندا دیندا و همکاران^۲ (۲۰۰۰) به این نتیجه رسیده‌اند که شکل EKC ثابت نیست و می‌تواند با توجه به پویایی‌های فرایند رشد اقتصادی کشورهای مورد نظر و عکس‌العمل عاملان اقتصادی نسبت به رشد و آثار جانبی آن تعیین شود. زمینه دیگری از مطالعات به نقش تجارت در اثرگذاری بر رابطه‌ی درآمد و انتشار آلودگی مرتبط است. نتایج مطالعه‌ای بیان می‌کند که آزادی تجاری برخی معیارهای آلودگی را بهبود می‌دهد، ولی برای آلاینده CO_۲ این رابطه برقرار نیست (فرانکل و رز، ۲۰۰۳). در اتریش متغیر سهم واردات (بیانگر فرضیه‌ی پناهگاه آلاینده‌ی) و سهم بخش خدمات از تولید کل (بیانگر تغییر ساختار اقتصاد) معنی‌دار به‌دست آمده‌است (فریدل و گزرنر، ۲۰۰۳). نتایج بررسی اثر جهت‌گیری سیاست تجاری بر مصرف انرژی و شکل منحنی زیست محیطی کوزنتس در ۳۳ کشور در فاصله‌ی زمانی ۱۹۷۱-۱۹۹۱ با مطالعات قبلی در اثبات فرضیه‌ی EKC سازگار است و با معرفی متغیرهای تجاری، منحنی در نقطه‌ی بالاتری به حداکثر می‌رسد (سوری و چاپمن، ۱۹۹۸).

ب) سوابق تحقیقات در ایران

در زمینه مطالعات انجام شده در داخل کشور برقی اسکویی (۱۳۸۶) در بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر انتشار دی‌اکسیدکربن و ارتباط منحنی زیست محیطی کوزنتس با فرضیه‌ی پناهگاه آلاینده‌ی، نشان می‌دهد که افزایش آزادسازی تجاری و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد سرانه‌ی بالا به کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن و در سایر کشورها به افزایش آن طی دوره‌ی ۱۹۹۲-۲۰۰۲ منجر می‌شود. در مطالعه دیگری اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا در قالب فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس برای ۶۷ کشور (شامل ایران) آزمون شده است. بر اساس نتایج، فرضیه‌ی درجه‌ی باز بودن اقتصاد به عنوان یک متغیر کاهش‌دهنده‌ی آلودگی رد نمی‌شود (پژویان و مراد حاصل، ۱۳۸۶). پور کاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷) فرضیه‌ی EKC، برای خاورمیانه شامل ۱۳ کشور را طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۳ مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج مدل لگاریتمی حکایت از رابطه یکنواخت فزاینده بین آلودگی و درآمد دارد، اما ضرایب متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نیستند؛ در حالی که مدل غیرلگاریتمی، تأیید فرضیه‌ی EKC را در پی دارد و ضرایب متغیرها معنی‌دار می‌باشند.

1- Dasgupta, Laplante, Wang and Wheeler .

2- Dinda, Coondoo and Pal .

3- Frankel and Rose .

4- Friedl and Getzner .

5- Suri and Chapman .

در بررسی روابط علی بین رشد جمعیت، آلودگی زیست محیطی و رشد اقتصادی ایران با استفاده از آزمون علیت هشیائو طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۰، یک رابطه‌ی علی یک‌طرفه از رشد جمعیت به تخریب زیست محیطی و یک رابطه‌ی دو طرفه بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی نشان داده شده است (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳). نقایص سیستم حساب‌های ملی در مورد منابع طبیعی و اهمیت ارتباط متقابل محیط زیست و اقتصاد در مطالعه‌ی دیگر بیان شده است و روند GNP سبز با توجه به استهلاک منابع طبیعی محاسبه شده است (عاقلی و صادقی، ۱۳۸۲). رابطه‌ی میان انتشار سرانه‌ی دی اکسید کربن و شاخص توسعه‌ی انسانی به کمک داده‌های تلفیقی در قالب فرضیه‌ی کوزنتس، برای کشورهای آسیای جنوب غربی و کشورهای عضو پیمان کیوتو در دوره‌ی ۲۰۰۴-۱۹۹۰ مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج بررسی برای کشورهای آسیای جنوب غربی یک رابطه‌ی صعودی و خطی بین انتشار CO₂ و شاخص توسعه‌ی انسانی و برای کشورهای پیمان کیوتو به صورت یک رابطه‌ی N شکل به دست آمده است (نصراللهی، ۱۳۸۸). هدف برخی مطالعات بیان شده بررسی رابطه‌ی تجربی محیط زیست و درآمد و هدف برخی دیگر ارائه توضیحات نظری رابطه‌ی مذکور می‌باشد. اما تعداد بسیار کمی مطالعه سری زمانی در تحلیل رابطه‌ی رشد اقتصادی و آلودگی در ایران وجود دارد. به علاوه برای بررسی این رابطه مناسب‌تر است که تجربه کشورها به صورت مجزا و با استفاده از تحلیل سری زمانی مورد بررسی قرار گیرد. زیرا ممکن است ویژگی‌های متفاوت کشورها به جهت‌های علیتی متفاوتی منجر شود.

۴- طراحی الگوی تحقیق

۴-۱- معرفی متغیرها و بررسی روند آن‌ها

در این مطالعه از درآمد سرانه به عنوان شاخصی از رشد اقتصادی استفاده شده است. هم‌چنین با توجه به اثرگذاری مصرف انرژی‌های فسیلی بر رشد اقتصادی و آلودگی، مصرف فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی در مدل‌های مجزا به کار برده شده‌اند. بر اساس روند متغیرها و با توجه به ادبیات پیشین مبنی بر بالا بودن درآمد آستانه‌ای برای کاهش انتشار آلودگی در کشورهای در حال توسعه، از رابطه‌ی درجه‌ی دوم مرتبط با فرضیه‌ی EKC نمی‌توان استفاده کرد لذا رابطه‌ای یکنواخت میان متغیرهای مزبور در نظر گرفته شده است. دوره‌ی زمانی مورد بررسی در این تحقیق سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۶ می‌باشد.

داده‌های دی‌اکسیدکربن از مرکز تحلیل اطلاعات کربن (CDIAC)^۱، داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه از حساب‌های ملی ایران منتشر شده توسط بانک مرکزی و داده‌های مصرف انرژی از تراژنامه‌ی انرژی به‌دست آمده است. آمار مصرف انرژی‌های فسیلی، مصارف نهایی کل فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی منهای مصارف غیرانرژی آن‌ها می‌باشد. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به صورت لگاریتمی بوده و به صورت زیر معرفی می‌گردند:

LCP: انتشار سرانه‌ی دی‌اکسیدکربن (متریک تن).

LY: تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶ (میلیارد ریال).

LEP: مصرف نهایی سرانه‌ی فرآورده‌های نفتی (میلیون بشکه در سال).

LGP: مصرف نهایی سرانه‌ی گاز طبیعی (میلیون بشکه در سال).

LOP: آزادی تجاری (مجموع واردات و صادرات نسبت به تولید ناخالص داخلی).

با اضافه کردن متغیر مجازی منعکس‌کننده شوک سال‌های جنگ ملاحظه شد که در معادلات الگو بهبود نسبی ایجاد می‌شود. از این رو متغیر مجازی DUMW با مقدار یک طی ۱۳۵۹-۱۳۶۷ و مقدار صفر برای بقیه سال‌ها تعریف شد.

۴-۲- بررسی پایایی متغیرها

برای اطمینان از پایایی و ناپایایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در الگو از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۲ استفاده شده است. این آزمون بر پایه برآورد رگرسیون ذیل است:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Y_t سری مورد نظر، Δ عملگر تفاضل مرتبه‌ی اول، t روند خطی و ε_t جزء اخلال تصادفی است. چنانچه فرض $H_0: \rho = 1$ رد شود در آن صورت سری زمانی مورد نظر پایا می‌باشد و در غیر این صورت سری ناپایا است (اندرس^۳، ۲۰۰۴: ۱۴۸۱).

جدول (۱) نشان دهنده‌ی نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مورد نظر در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌باشد. معمولاً معیار SBC در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، از این رو در این تحقیق تعداد وقفه‌های بهینه بر اساس SBC انتخاب شده است. برای متغیرهای LCP، LY و LOP قدر مطلق آماره‌ی دیکی-فولر تعمیم‌یافته از مقادیر بحرانی کوچک‌تر می‌باشد و نتیجه‌گیری می‌شود که متغیرهای مورد نظر در سطح

1- Carbon Dioxide Information Analysis Centre

2- Augmented Dickey-Fuller

3- Enders .

ناپایا بوده و فرض وجود ریشه‌ی واحد در متغیرهای مزبور رد نمی‌شود. اما دو متغیر دیگر در سطح پایا هستند. برای تشخیص درجه‌ی پایایی متغیرهای مورد نظر، آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها تکرار شده است. نتایج آزمون نشانگر این است که متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای الگو بر اساس آزمون ADF

با عرض از مبدأ و روند **				با عرض از مبدأ و بدون روند*			
نتیجه آزمون	آماره‌ی ADF	تعداد وقفه بهینه	نتیجه آزمون	آماره‌ی ADF	تعداد وقفه بهینه	متغیرها	
ناپایا	-۱/۶۹	۰	ناپایا	-۰/۰۸۵	۰	LCP	سطح
ناپایا	-۱/۶۶	۱	ناپایا	-۱/۷۰	۱	LY	
پایا	-۵/۱۵	۰	ناپایا	-۲/۳۱	۰	LEP	
پایا	-۳/۷۷	۱	ناپایا	۰/۶۵	۲	LGP	
ناپایا	-۱/۶۸	۰	ناپایا	-۱/۲۶	۰	LOP	
پایا	-۵/۷۶	۰	پایا	-۵/۳۶	۰	DLCP	تفاضل مرتبه‌ی اول
پایا	-۳/۷۵	۰	پایا	-۳/۲۵	۰	DLY	
پایا	-۵/۵۷	۰	پایا	-۵/۵۳	۰	DLEP	
پایا	۶/۴۲	۵	پایا	-۳/۷	۶	LGP	
پایا	-۴/۸۱	۰	پایا	-۴/۸۶	۰	DLOP	

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت بدون روند ۲/۹۴- است.

** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت با روند ۳/۵۴- است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هنگام بررسی پایایی، بررسی شکست ساختاری در سری زمانی نیز مناسب است، چرا که بدون توجه به شکست ساختاری ممکن است به طور غلط فرضیه‌ی صفر ریشه‌ی واحد رد نشود. به منظور بررسی شکست ساختاری متغیرها از آزمون پرون استفاده شده است. با توجه به نمودار متغیرها و بروز شکست در سال ۱۳۵۷ الگوی تغییر در عرض از مبدأ برای متغیرهای LY، LCP و الگوی تغییر عرض از مبدأ و شیب برای متغیر LOP بر اساس معادلات زیر مورد استفاده قرار گرفته است.

$$y_t = c^A + \theta^A Du_t + \beta^A t + d^A D(TB)_t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma^A \Delta y_{t-i} + e_t \quad (12)$$

$$y_t = c^c + \theta^c Du_t + \beta^c t + d^c D(TB)_t + \gamma^c DT_t + \alpha^c y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma^c \Delta y_{t-i} + e_t \quad (13)$$

Y متغیر تحت بررسی، DU متغیر مجازی با مقدار یک برای زمان‌های بعد از شکست و مقدار صفر برای زمان‌های قبل از آن، D(TB) متغیر مجازی با مقدار یک برای زمان بعد از شکست و مقدار صفر برای بقیه زمان‌ها، DT متغیر مجازی برای سال‌های بعد از شکست t و برای سال‌های قبل از آن صفر می‌باشد. فرضیه‌ی صفر "وجود ریشه‌ی واحد" قیده‌های زیر را بر پارامترهای روابط فوق تحمیل می‌کند:

الگوی اول: $a^A = 1, \theta^A = 0, \beta^A = 0, d^A \neq 0, \gamma^c = 0, d^c \neq 0$.
 مقایسه آن با مقدار بحرانی تعیین شده در λ معین وجود ریشه‌ی واحد مورد بررسی قرار می‌گیرد (پرون، ۱۹۸۹: ۱۳۸۰-۱۳۸۱).

جدول ۲- نتایج آزمون شکست ساختاری پرون

متغیر مورد نظر	آماره‌ی t محاسباتی α	آماره‌ی t محاسباتی θ	آماره‌ی t محاسباتی β	آماره‌ی t محاسباتی d	مقدار بحرانی در $\lambda = 0.3$ و سطح اطمینان ۹۵٪
LCP	-۷/۴	-۷/۴۳	۷/۷۳	۴/۴۱	-۳/۷۶
LY	-۳/۳۳	-۳/۳۸	۳/۲۰	۰/۶۷	-۳/۷۶
LOP	-۳/۶۶	-۰/۳۷	۱/۲۶	-۱/۲۷	-۳/۷۶

$\lambda = \frac{TB}{T}$ نسبت زمان بروز شکست ساختاری (TB) به کل مشاهدات (T)
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول (۲) نمایان می‌سازد متغیر LCP فاقد ریشه‌ی واحد است. زیرا مقدار t محاسباتی هر یک از پارامترها بیش‌تر از t بحرانی است. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که LCP از نوع فرایند روند پایا است که با شکست ساختاری همراه شده است. این آزمون مشخص می‌کند که سایر متغیرها ریشه واحد دارند و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

۴-۳- آزمون هم‌گرایی بلندمدت در الگوی ARDL

یک روش مرسوم در مطالعات اخیر برای بررسی هم‌گرایی بلندمدت متغیرها، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و آزمون آماره‌ی (F) پیشنهادی پسران و

همکاران^۱ (۲۰۰۱) می‌باشد. این روش نسبت به روش‌های دیگر هم‌گرایی بلندمدت مزیت‌هایی دارد. اولاً، درجه‌ی انباشتگی سری‌ها لزوماً نباید مانند روش انگل-گرنجر و یا یوهانسن-جوسلیوس^۲ I(۱) باشد. ثانیاً، این الگو نسبت به سایر روش‌های هم‌گرایی بلندمدت در نمونه‌های کوچک دقت بیش‌تری دارد. ثالثاً، در این روش یک الگوی تصحیح خطا از طریق یک تبدیل خطی ساده می‌تواند به‌دست آید.

با توجه به متفاوت بودن درجه‌ی پایایی متغیرها، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها از طریق آماره‌ی F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM)^۳ زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد. هم‌چنین الگو با متغیر LGP به جای LEP مجدداً برآورد می‌شود.

$$\Delta LCP = c_1 + \sum_{i=1}^i \alpha_{1i} \Delta LCP_{t-i} + \sum_{j=0}^j \alpha_{12j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{k=0}^k \alpha_{13k} \Delta LEP_{t-k} \quad (14)$$

$$+ \sum_{l=0}^l \alpha_{14l} \Delta LOP_{t-l} + \beta_{11} LCP_{t-1} + \beta_{12} LY_{t-1} + \beta_{13} LEP_{t-1} + \beta_{14} LOP_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta LY = c_2 + \sum_{i=0}^i \alpha_{2i} \Delta LCP_{t-i} + \sum_{j=1}^j \alpha_{22j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{k=0}^k \alpha_{23k} \Delta LEP_{t-k} \quad (15)$$

$$+ \sum_{l=0}^l \alpha_{24l} \Delta LOP_{t-l} + \beta_{21} LCP_{t-1} + \beta_{22} LY_{t-1} + \beta_{23} LEP_{t-1} + \beta_{24} LOP_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$\Delta LEP = c_3 + \sum_{i=0}^i \alpha_{3i} \Delta LCP_{t-i} + \sum_{j=0}^j \alpha_{32j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{k=1}^k \alpha_{33k} \Delta LEP_{t-k} \quad (16)$$

$$+ \sum_{l=0}^l \alpha_{34l} \Delta LOP_{t-l} + \beta_{31} LCP_{t-1} + \beta_{32} LY_{t-1} + \beta_{33} LEP_{t-1} + \beta_{34} LOP_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

$$\Delta LOP = c_4 + \sum_{i=0}^i \alpha_{4i} \Delta LCP_{t-i} + \sum_{j=0}^j \alpha_{42j} \Delta LY_{t-j} + \sum_{k=0}^k \alpha_{43k} \Delta LEP_{t-k} \quad (17)$$

$$+ \sum_{l=1}^l \alpha_{44l} \Delta LOP_{t-l} + \beta_{41} LCP_{t-1} + \beta_{42} LY_{t-1} + \beta_{43} LEP_{t-1} + \beta_{44} LOP_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

1- Pesaran, Shin and Smith .

2- Johansen and Juselius .

3- Unrestricted Error Correction Model .

پسران و همکاران (۲۰۰۱) اثبات کردند که توزیع آماری F بدون توجه به این که رگرسورها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، غیراستاندارد است و با توجه به تعداد رگرسورها و وجود عرض از مبدأ و روند، مقادیر بحرانی تعیین شده را دارند. با توجه به دو محدوده بحرانی بالا و پایین، اگر آماری محاسباتی بیش تر از محدوده بالایی باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می شود. اگر آماری کم تر از محدوده پایینی باشد، فرضیه صفر نمی تواند رد شود. اگر آماری بین این دو محدوده باشد نتیجه ای نمی تواند گرفته شود.

۴-۴- آزمون علیت در الگوی تصحیح خطا

بر اساس روش گرنجر، اگر مقادیر جاری y با استفاده از مقادیر گذشته x و y با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از مقادیر x استفاده نمی شود، پیش بینی شود، در این صورت متغیر y تحت علیت متغیر x قرار دارد (گرنجر و همکاران^۱، ۱۹۹۸: ۵). کانوا^۲ (۱۹۹۵) بیان می کند که اگر متغیرها در الگوی VAR ناپایا باشند، آزمون عدم علیت گرنجری ممکن است نتایج اشتباهی را به دست دهد. در این گونه موارد باید از تفاضل اول متغیرها در الگوهای VAR و یا از الگوهای هم گرایی بلندمدت استفاده نمود. وقتی هم گرایی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد، یک الگوی تصحیح خطا (ECM) می تواند برای آزمون علیت گرنجری این سری ها ساخته شود. هم گرایی بلندمدت بر این دلالت دارد که حداقل یک علیت گرنجری یک طرفه وجود دارد اما جهت رابطه را نشان نمی دهد. الگوی تصحیح خطا بین روابط بلندمدت و کوتاه مدت متغیرها تمایز قایل می شود. زمانی که r رابطه ای هم گرایی بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد، با استفاده از نمایش گرنجری برای فرایندهای هم گرای بلندمدت می توان رابطه ای زیر را نوشت:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (18)$$

α پارامترهای سرعت تعدیل و β بردار هم گرایی بلندمدت با ابعاد $n \times r$ هستند، به طوری که:

$$\alpha \beta' = \sum_{i=1}^s \Pi_i - I_n \quad \text{و} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^s \Gamma_j \quad (19)$$

1- Granger et al .
2- Canova .

دو نوع علیت در رابطه‌ی بالا وجود دارد: (۱) اگر اجزای قطری هر Γ_i مخالف صفر باشد، عبارت‌های تفاضلی وقفه‌ای متغیرها علیت گرنجری مقادیر تفاضلی سایر متغیرها هستند. (۲) زمانی که هر ستونی از بردار β بیش از یک جزء غیرصفر داشته باشد برخی از سطوح وقفه‌ای متغیرها (از طریق عبارت تصحیح خطا) علیت متغیر وابسته هستند. فرضیه‌ی دوم، عدم برون‌زایی ضعیف γ را نیز تعیین می‌کند (انگل و وایت، ۱۹۹۹: ۱۱۷). علاوه بر دو آزمون علیت مذکور، بررسی معنی‌داری هم‌زمان دو علیت نیز امکان‌پذیر است و نشان می‌دهد کدام متغیرها تعدیل کوتاه‌مدت را به تعادل بلندمدت به عهده می‌گیرند.

۴-۵- نتایج تجربی

فرایند آزمون علیت پس از بررسی پایایی متغیرها آزمون هم‌گرایی بلندمدت با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده است. مرحله‌ی بعد، در صورت وجود هم‌گرایی بلندمدت، استفاده از الگوی تصحیح خطا برای بررسی علیت می‌باشد.

۴-۵-۱- نتایج آزمون هم‌گرایی بلندمدت ARDL

به منظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت متغیرها، الگوی تصحیح خطای نامقید یک‌بار با متغیر مصرف فرآورده‌های نفتی و بار دیگر با متغیر مصرف گاز طبیعی برآورد می‌شود. آماره‌ی F محاسباتی مبنی بر معنی‌داری سطوح وقفه‌ای متغیرها در جدول (۳) آمده است. نتایج آزمون F نشان می‌دهد با وجود متغیر مصرف فرآورده‌های نفتی زمانی که LCP متغیر وابسته است، در سطح اطمینان ۹۰ درصد رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد. هم‌چنین با وابسته بودن مصرف فرآورده‌های نفتی یک رابطه‌ی بلندمدت نشان داده می‌شود، زیرا آماره‌ی F محاسباتی بالاتر از مقدار بحرانی محدوده بالایی است. در حالت دیگر نیز با وابسته بودن متغیر LCP رابطه‌ی بلندمدتی در سطح ۹۵ درصد نشان داده می‌شود.

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌گرایی بلندمدت در الگوی ARDL

اماره‌ی F	رابطه‌ی متغیرها	اماره‌ی F	رابطه‌ی متغیرها
۵/۹۴	$F_{LCP}(LCP LY, LGP, LOP)$	۴/۴	$F_{LCP}(LCP LY, LEP, LOP)$
۱/۷۷	$F_{LY}(LY LCP, LGP, LOP)$	۲/۱	$F_{LY}(LY LCP, LEP, LOP)$
۲/۳۸	$F_{LGP}(LGP LCP, LY, LOP)$	۵/۲۹	$F_{LEP}(LEP LCP, LY, LOP)$
۲/۳۳	$F_{LO}(LOP LCP, LY, LGP)$	-۱/۶۷	$F_{LO}(LOP LCP, LY, LEP)$

محدوده‌های بحرانی آماره‌ی F در سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۰٪ برابر [۳/۷۹ ۴/۸۵] و [۲/۷۱ ۳/۸] است. مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای معادلاتی که رابطه‌ی بلندمدت برای آن‌ها برقرار است الگوی ARDL و تصحیح خطای آن برآورد می‌شود. ضرایب بلندمدت برآوردی در الگوی ARDL برای معادلات دارای رابطه‌ی بلندمدت در جدول (۴) آمده است. کشش بلندمدت انتشار کربن نسبت به رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های نفتی معنی‌دار و مثبت و نسبت به آزادی تجاری منفی می‌باشد. در مدل دیگر نیز رشد اقتصادی و مصرف گاز طبیعی اثر مثبت و آزادی تجاری اثر منفی بر انتشار کربن دارند. همچنین کشش بلندمدت مصرف فرآورده‌های نفتی با توجه به سایر متغیرها بی‌معنی به‌دست آمده است.

جدول ۴- نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگوی ARDL

متغیر وابسته LEP ARDL (1,0,0,2)		متغیر وابسته LCP ARDL (1,0,0,2)		متغیر وابسته LCP ARDL (1,0,0,2)	
-۷/۵ (۰/۷۲)	LCP	۰/۸۷ (۸/۹) *	LY	۰/۸۹ (۱۰/۱۱) *	LY
۱۰/۹۸ (۰/۳۹)	LY	۰/۰۵ (۲/۵۹) *	LGP	۰/۱۷ (۲/۹۵) *	LEP
۱/۱۷ (۰/۲۸)	LOP	-۰/۳۹ (-۴/۵) *	LOP	-۰/۳۳ (-۶/۷۶) *	LOP

اعداد داخل پرانتز آماره‌ی t می‌باشد.

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۵-۲- آزمون علیت به روش تصحیح خطا

مرحله‌ی آخر در صورت وجود هم‌گرایی بلندمدت سری‌ها، آزمون‌های تعمیم‌یافته علیت گرنجری استاندارد با یک عبارت تصحیح خطای وقفه‌ای می‌باشد. زمانی که این‌گونه رابطه وجود داشته باشد آزمون‌های علیت گرنجری شامل تعیین الگوی تصحیح خطا با وقفه p به صورت رابطه‌ی زیر است:

$$(1-L) \begin{bmatrix} LCP \\ LY \\ LEP \\ LO \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p (1-L) \begin{bmatrix} \beta_{1i} \beta_{12i} \beta_{13i} \beta_{14i} \\ \beta_{2i} \beta_{22i} \beta_{23i} \beta_{24i} \\ \beta_{3i} \beta_{32i} \beta_{33i} \beta_{34i} \\ \beta_{4i} \beta_{42i} \beta_{43i} \beta_{44i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LCP_{t-i} \\ LY_{t-i} \\ LEP_{t-i} \\ LO_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta \\ \gamma \\ \lambda \\ \eta \end{bmatrix} [ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

(1-L) عملگر تفاضل و ECT_{t-1} عبارت تصحیح خطای وقفه‌ای حاصل از رابطه‌ی هم‌گرایی بلندمدت است (ناریان و اسمیت، ۲۰۰۵). با جایگزینی LEP با LGP مدل نیز مجدداً برآورد می‌شود.

با آزمون معنی‌داری ضرایب وقفه‌ای متغیر مستقل توسط آزمون والد، علیت کوتاه‌مدت بررسی می‌شود. معنی‌داری این ضرایب نشان می‌دهد که متغیر وابسته به شوک‌های کوتاه‌مدت تصادفی پاسخگو است. علیت بلندمدت نیز از طریق معنی‌داری ضریب تصحیح خطا بررسی می‌شود. معنی‌داری این ضریب نشان می‌دهد که رابطه‌ی تعادلی بلندمدت به طور مستقیم متغیر وابسته را هدایت می‌کند. جدول (۵) نتایج علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت را با استفاده از الگوی تصحیح خطای برآورد شده نشان می‌دهد.

در کوتاه‌مدت متغیر LY و LEP و LOP در رابطه‌ی LCP در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار به‌دست آمده است و بر این موضوع دلالت می‌کند که درآمد سرانه، مصرف سرانه‌ی فرآورده‌های نفتی و آزادی تجاری در کوتاه‌مدت علیت گرنجری انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشند. در مورد علیت بلندمدت، ضریب عبارت تصحیح خطای وقفه‌ای با علامت صحیح در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و نشان می‌دهد که تعادل بلندمدت قابل دست‌یابی است و یک علیت بلندمدت از طریق عبارت تصحیح خطا از درآمد سرانه، مصرف فرآورده‌های نفتی و آزادی تجاری به انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد.

اگر مصرف انرژی متغیر وابسته باشد، رابطه‌ی بلندمدتی بین متغیرها برقرار نیست. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نیز معنی‌دار نبودن ضریب عبارت تصحیح خطا را نشان می‌دهد و تنها در کوتاه‌مدت رشد اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن و آزادی تجاری علیت مصرف انرژی می‌باشد. البته این نتیجه که انتشار کربن عامل مصرف انرژی است در واقعیت کاربردی ندارد و حاصل روابط ریاضی است.

جدول ۵- نتایج آزمون علیت به روش تصحیح خطا

متغیر وابسته	آماره‌ی F (احتمال)				آماره‌ی t (احتمال)
	ΔLCP	ΔLY	ΔLEP	ΔLOP	
ΔLCP	-	* ۳۶/۲ (۰/۰۰)	* ۷/۵۷ (۰/۰۰)	* ۸/۵۲ (۰/۰۱)	* -۷/۳۲ (۰/۰۰)
ΔLEP	* ۲/۹۲ (۰/۰۸)	** ۲/۸۷ (۰/۰۹)	-	* ۴/۸۳ (۰/۰۲)	-۰/۴۴ (۰/۶۵)

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ و ** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در الگوی دیگر با کاربرد متغیر مصرف گاز طبیعی نیز مطابق حالت قبل درآمد سرانه، مصرف سرانه‌ی گاز طبیعی و آزادی تجاری در کوتاه‌مدت علیت گرنجری انتشار

دی اکسیدکربن می‌باشند. هم‌چنین ضریب عبارت تصحیح خطای وقفه‌ای با علامت صحیح در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و نشان می‌دهد که یک علیت بلندمدت از طریق عبارت تصحیح خطا از درآمد سرانه، مصرف سرانه‌ی گاز طبیعی و آزادی تجاری به انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد.

جدول ۶- نتایج آزمون علیت به روش تصحیح خطا

متغیر وابسته	آماره‌ی F (احتمال)				آماره‌ی t (احتمال)
	ΔLCP	ΔLY	ΔLGP	ΔLOP	ECM
ΔLCP	-	* ۳۰/۸ (۰/۰۰)	* ۶/۱۹ (۰/۰۱)	** ۵/۸۳ (۰/۰۵)	* -۷/۰۹ (۰/۰۰)

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵٪ و ** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰٪ را نشان می‌دهد.
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

فعالیت اقتصادی باعث ایجاد درآمد و ثروت می‌شود اما بر محیط زیست اثر منفی می‌گذارد این آثار همگام با رشد جمعیت تشدید می‌شود. زیرا با افزایش جمعیت، مصرف انرژی و در نتیجه آلودگی بیش‌تر می‌شود. اغلب، یک رابطه‌ی علیّی یک‌طرفه از سطح فعالیت‌های اقتصادی به آلودگی مورد بررسی قرار گرفته است. اما در برخی مطالعات اخیر نشان داده شده است که جهت علیت بین سطح درآمد و کیفیت محیط زیست لزوماً یک‌سویه و از درآمد به کیفیت محیط زیست یا آلودگی نمی‌باشد. از طرف دیگر جهت علیت بین آلودگی و رشد اقتصادی کاربردهای سیاستی معنی‌داری دارد. با توجه به اهمیت بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای آلاینده و پیامدهای آن، در این مطالعه رابطه‌ی بین انتشار دی‌اکسیدکربن و درآمد سرانه به عنوان معیاری از رشد اقتصادی به همراه متغیرهای مصرف انرژی‌های فسیلی و تجارت، با استفاده از آزمون علیت در الگوی تصحیح خطای برداری برای ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۶-۱۳۸۶ بررسی شده است.

با توجه به متفاوت بودن درجه‌ی پایایی متغیرها از آزمون هم‌گرایی بلندمدت در الگوی ARDL استفاده شده است. در سه حالت که رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها وجود دارد، الگوی تصحیح خطای آن‌ها برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد علیت از رشد اقتصادی، مصرف فرآورده‌های نفتی و آزادی تجاری به انتشار دی‌اکسیدکربن وجود دارد. هم‌چنین در حالت استفاده از متغیر مصرف گاز طبیعی نیز این روابط برقرار است. با وجود علیت از رشد اقتصادی به انتشار دی‌اکسیدکربن، رشد درآمد می‌تواند پیش‌بینی

انتشار دی‌اکسیدکربن را بهبود دهد. بنابراین، آن‌گونه که توسط فرضیه‌ی EKC بیان شده است، رشد اقتصادی عامل ایجاد آلودگی است و می‌تواند راه‌حل کاهش آن نیز باشد. هم‌چنین این رابطه به عنوان منحنی انگل برای یک کالای بد اقتصادی می‌تواند تفسیر شود.

هم‌چنین انتظار می‌رود که با افزایش مصرف انرژی و در نتیجه با افزایش آلودگی رشد اقتصادی افزایش یابد. اما به علت ناکارآمدی مصرف و قیمت‌گذاری نادرست انرژی در ایران، مصرف انرژی‌های فسیلی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی ندارد، در نتیجه انتشار آلودگی نیز عامل رشد اقتصادی نمی‌باشد.

تجارت نیز ممکن است جهت‌علیت آلودگی و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. با افزایش تجارت قیمت داخلی کالا تغییر می‌کند. آثار مذکور نیز می‌تواند از جنبه فرضیه‌ی تغییر مکان صنایع (فرضیه‌ی پناهگاه آلودگی)، شرح داده شود. طبق این فرضیه، با افزایش آزادی تجاری در کشورهای در حال توسعه‌ی آلودگی افزایش می‌یابد. اما منفی بودن اثر آزادی تجاری بر آلودگی در این مطالعه مانند مطالعه‌ی آکا (۲۰۰۸) در تضاد با فرضیه‌ی پناهگاه آلودگی است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، مصرف انرژی‌های فسیلی اثری بر رشد اقتصادی ندارد و از طرف دیگر مصرف این انرژی‌ها از عوامل ایجاد آلودگی می‌باشد، بنابراین می‌توان کاهش مصرف انرژی را به عنوان راهی جهت کاهش آلودگی پیشنهاد نمود. البته سیاست‌های کاهش مصرف انرژی تنها راه تضمین سطح مطلوب کیفیت محیط زیست همگام با سطح مطلوبی از رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی نمی‌باشد. با در نظر گرفتن اثر تکنولوژی، دو راهبرد می‌تواند مطرح شود: یکی ارتقای فن‌آوری استفاده از انرژی‌های فسیلی جهت افزایش کارایی انرژی و کاهش آلودگی (مانند جامد کردن کربن حاصل از احتراق) و دیگری استفاده بیش‌تر از حامل‌های انرژی تجدیدپذیر و سوخت‌های پاک، که در صورت افزایش بهای فرآورده‌های نفتی توجه به این راهکار جلب می‌شود. به منظور کاهش آلودگی توسط رشد اقتصادی، سیاست‌های کاهش آلاینده‌ها باید هزینه‌های اولیه و کارایی سرمایه‌گذاری را در نظر بگیرد. هم‌چنین با تعیین مقیاس دقیق آلاینده‌های ایجاد شده توسط بخش‌های مختلف و در نظر گرفتن اثر تغییر فن‌آوری و تغییر روش تولید و تغییر سهم نسبی عوامل تولید، می‌تواند تحلیل مفصل‌تری را در مورد رابطه‌ی محصول و آلودگی فراهم نماید.

فهرست منابع

- ۱- برقی اسکویی، مهدی و یآوری، کاظم. (۱۳۸۶). "سیاست‌های زیست محیطی، مکان‌یابی صنایع و الگوی تجاری"، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های بازرگانی، شماره‌ی ۴۲، صص ۱-۲۸.
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره‌ی حساب‌های اقتصادی، حساب‌های ملی ایران، سال‌های مختلف.
- ۳- پژوهان، جمشید و مراد حاصل، نیلوفر. (۱۳۸۶). "بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا"، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال ۷، شماره‌ی ۴، صص ۱۴۱-۱۶۰.
- ۴- پورکاظمی، محمدحسین، و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۸۷). "بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه"، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۰، شماره‌ی ۳، صص ۵۷-۷۲.
- ۵- ترازنامه‌ی انرژی. سال‌های مختلف. وزارت نیرو، معاونت انرژی.
- ۶- صادقی، حسین و سعادت، رحمان. (۱۳۸۳). "رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۶۴، صص ۱۶۳-۱۸۰.
- ۷- عاقلی، لطفعلی و صادقی، حسین. (۱۳۸۲). "GNP سبز و روش‌های محاسبه آن"، مجله‌ی منابع طبیعی ایران، شماره‌ی ۵۶، صص ۸۳-۹۳.
- ۸- نصراللهی، زهرا. (۱۳۸۸). "توسعه‌ی اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس)"، پژوهش‌نامه‌ی علوم انسانی و اجتماعی، سال نهم، شماره‌ی ۲، پیاپی ۳۵.
- 9- Alam, S. , Fatima, A. and Butt, M. S. (2007), "Sustainable development in Pakistan in the context of energy consumption demand and environmental degradation", *Journal of Asian Economics*, No. 18, pp. 825-837 .
- 10- Andreonia, J. and Levinson, A. (2001), "The simple analytics of the environmental Kuznets curve", *Journal of Public Economics*, No. 80, pp. 269-286 .
- 11- Ang, J. B .(2008), "Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia", *Journal of Policy Modeling*, No. 30, pp. 271-278.
- 12- Antweiler, W. , Copeland, B. R. and Taylor, M. S. (2001), "Is free trade good for the environment," *American Economic Review* ,No. 91, pp. 877-908.

- 13- Azomahou, T., Laisney, F. and Nguyen Van, P. (2006), "Economic development and CO_2 emissions: A nonparametric panel approach", *Journal of Public Economics*, No. 90, pp. 1347–1363 .
- 14- Bartz, SH. and Kelly, D. L. (2008), "Economic growth and the environment: Theory and facts", *Resource and Energy Economics*, No. 30, pp. 115–149 .
- 15- Canova, (1995), Vector autoregressive models: Specification, estimation, inference and forecasting, in handbook of applied econometrics, eds M. H. Pesaran and M. Wickens, Basil Blackwell, Oxford .
- 16- Coondoo, D. and Dinda, S. (2002), "Causality between income and emission: A country group-specific econometric analysis", *Ecological Economics*, No. 40, pp. 351–367 .
- 17- Copeland, B. and Tabor, S. (2004), "Trade, Growth, and the Environment", *Journal of Economic Literature*, Vol. XLII, pp. 7–71 .
- 18- Dasgupta, S. , Laplante, B. , Wang, H. and Wheeler, D. (2002), "The Environmental Kuznets Curve", *Journal of Economic Perspectives*, No. 16, pp. 147 -168 .
- 19- Dinda, S. , Coondoo, D. and Pal, M. (2000), "Air quality and economic growth: An empirical study", *Ecological Economics*, No. 34, PP. 409–423.
- 20- Dinda, S. (2004), "Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey", *Ecological Economics*, No. 49, pp. 431– 455.
- 21- Dinda, S. and Coondoo, D. (2006), "Income and emission: A panel data-based cointegration", *Ecological Economics*, No. 57, pp. 167– 181.
- 22- Enders, W. (2004), *Applied econometric time series*, 2 Edition, John Wiley and Sons.
- 23- Engle, R. F. and White, H. (1999), *Cointegration, causality and forecasting*, Oxford University Press, Oxford .
- 24- Frankel, J. A. and Rose, A. (2005), "Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality", *The Review of Economics and Statistics*, No. 87, pp. 85-91.
- 25- Friedl, B. and Getzner, M. (2003), "Determinants of CO_2 emissions in a small open economy", *Ecological Economics*, No. 45, pp. 133-/148 .
- 26- Galeotti, M. (2007), "Economic growth and the quality of the environment: Taking stock", *Environment, Development and Sustainability*, No. 9, pp. 427- 454.
- 27- Granger, C. , Huang, B. and Yang, C. W. (1998), "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asia Flu", *Discussion paper* 98-09, University of California, San Diego.
- 28- Grossman, G. M. , Krueger, A. B.(1992), "Environmental impacts of a North American free trade agreement", *Working Paper*, No. 3914, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- 29- Halicioglu, F. (2009), "An econometric study of CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey", *Energy Policy*, No. 37, pp. 1156-1164.

- 30- Human Development Report, (2007), Palgrave Macmillan.
- 31- Lantz, V. and Feng, Q. (2006), "Assessing income, population, and technology impacts on CO₂ emissions in Canada: Where's the EKC", *Ecological Economics*, No. 57, pp. 229– 238.
- 32- Narayan, P. K. and Smyth, R. (2005), "Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests", *Energy Policy*, No. 33 (9), pp. 1109–1116.
- 33- Oak Ridge National Laboratory, CDIAC, Environmental Science Division, (1998), Estimates of global, regional and national CO₂ emissions from fossil fuel burning, cement manufacturing and gas flaring: 1755–1996, available at <http://www.cdiac.esd.ornl.gov/epubs/ndp030/global97.ems>, (updated 2006).
- 34- Perron, P. (1989), "The great crash, The oil price shock and The unit root hypothesis", *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401.
- 35- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, No. 16, pp. 289–326.
- 36- Roca, J. and Alcantara, V. (2001), "Energy intensity, CO₂ emissions and the environmental Kuznets curve: The Spanish case", *Energy Policy*, No. 29, pp. 553 -556.
- 37- Sari, R. and Soytas, U. (2009), "Are global warming and economic growth compatible? Evidence from five OPEC countries" *Applied Energy*, No. 86, pp. 1887-1893.
- 38- Say, N. P. and Yucel, N. (2006), "Energy consumption and CO₂ emissions in Turkey: Empirical analysis and future projection based on an economic growth", *Energy Policy*, No. 34, pp. 3870 –3876.
- 39- Shafik, N. and Bandyopadhyay, S. (1992), "Economic growth and environmental quality: Time series and cross section evidence", *Working Papers for World Development Report*, World Bank.
- 40- Soytas, U. and Sari, R. (2007), "Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: Challenges faced by an EU candidate member", *doi:10.1016/j.ecolecon.2007.06.014*.
- 41- Stern, D. (2004), "The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve", *World Development*, Vol. 32, No. 8, pp. 1419 -1439.
- 42- Suri, V. and Chapman, D. (1998), "Economic growth, trade and energy: Implications for the environmental Kuznets curve", *Ecological Economics*, No. 25, pp. 95–208.
- 43- ZhiDong, L. (2003), "An econometric study on China's economy, energy and environment to the year 2030", *Energy Policy*, No. 31, pp. 1137–1150.