ارزیابی عوامل اقتصادی مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی در ایران

نوید کارگر ده‌بیدی* و عبدالکریم اسماعیلی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۵/۲/۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۱۶

چکیده

کاهش آلودگی و دست‌یابی به اقتصادی همراه با محیط زیست پاک یکی از موضوع‌های مهم در در دهه‌های اخیر است. در این پژوهش با رویکردی کلان، به ارزیابی عوامل اقتصادی مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی در ایران در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداخته شد. نتایج این پژوهش نشان دادند که اثر متغیر مصرف انرژی در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار است، به گونه‌ای‌که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به مقدار ۱۰ درصد، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۸ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۶ درصد افزایش یابد. با ۱۰ درصد افزایش در رشد جمعیت شهرنشینی انتظار می‌رود سرانه انتشار CO_2 در بلندمدت حدود ۱/۲ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۰/۸۶ درصد کاهش یابد. شاخص آزادسازی تجاری با اثرگذاری ناچیز، تأثیری منفی بر انتشار آلودگی دارد. بنابراین، نمی‌توان ایران را به گونه طبیعی از نگرانی‌های زیست‌محیطی مصون دانست و پیشنهاد می‌شود در سطوح مقادیر درآمد سرانه بالاتر از ۲۳۰۰ دلار (تقعر دوم منحنی)که روند افزایش‌آلودگی شتاب بیش‌تری می‌یابد، با جدیدت بیشتری به دنبال روش‌های کنترل آلودگی بود.

طبقه بندی JEL: Q56، Q57، O13.

واژه‌های کلیدی: آلودگی زیست‌محیطی، درآمد سرانه، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری، رشد شهرنشینی

---

[۱] - دانشجوی کارشناسی ارشد بخش اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز.

۲- استاد بخش اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز .

*. نویسنده مسئول مقاله: Kargar.navid@yahoo.com

پیشگفتار

هم‌زمان با این‌که هدف بسیاری از سیاست‌های اقتصادی در جوامع گوناگون دست‌یابی به سطوح بالای رشد اقتصادی است، مخاطرات زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی به یک موضوع بحث‌برانگیز تبدیل شده است زیرا رشد اقتصادی سریع به دلیل استفاده فزاینده از منابع طبیعی و انتشار حجمی بیش‌تر از آلاینده‌ها، زیان‌های جدی بر محیط‌زیست وارد می‌کند (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۹). در این راستا بررسی ابعاد اقتصادی- اجتماعی انتشار گازهای آلاینده و آثار زیست‌محیطی آن‌ها بویژه در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه‌ای در حال افزایش است، از اهمیتی شایان توجه برخوردار است (محمدباقری،۱۳۸۹؛ مقدسی و ضیائی،۱۳۹۰). مجمع بین‌المللی تغییرات آب و هوا[1](IPCC) در سال ۲۰۱۴ تشریح کرد که مهم‌ترین مسئله محیطی این سده گرم شدن جهان است و ارتباط تنگاتنگی بین میانگین درجه حرارت جهانی و انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود دارد. در این فرایند افزایش انتشار دی‌اکسید کربن به‌عنوان یک عامل عمده معرفی‌شده است. با توجه به این‌که میانگین مقدار انتشار دی‌اکسید کربن در جهان به ازای هر واحد درآمد برحسب دلار کم‌تر از ۰/۵ کیلوگرم است، این رقم برای ایران در سطح ۰/۷۶ کیلوگرم قرار دارد (پایگاه داده‌ای سازمان ملل، ۲۰۰۹). بنابراین، کشور ایران در زمره‌ی کشورهایی با انتشار بالای آلایندگی قرار دارد.

در دهه‌های اخیر، انرژی در کنار سایر عوامل تولید نقشی تعیین‌کننده در رشد اقتصادی کشورها داشته و اهمیت آن همچنان رو به افزایش است. مقدار مصرف انرژی ایران در دوره ۹۱-۱۳۴۶ سالانه ۷/۳ درصد رشد داشته است (وزارت نیرو، ۱۳۹۱). این در حالی است که در این مدت تولید ناخالص داخلی کشور به طور میانگین سالانه حدود ۳/۲ درصد رشد یافته است. این به معنی افزایش شدت مصرف انرژی در اقتصاد ایران است. یافته‌های مطالعه شهبازی و حمیدی رزی (۱۳۹۳) نیز نشان داد که در دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۱ مصرف انرژی در ایران فراتر از میانگین کشورهای عضو اوپک در حال افزایش بوده است. بخش انرژی ۸۴ درصد انتشار دی‌اکسید کربن و ۶۴ درصد انتشار سایر گازهای گلخانه‌ای در جهان را به خود اختصاص داده است. یافته‌های مطالعه سازمان جهانی محیط‌زیست حاکی از آن است که ۹۰ درصد از منشأ آلودگی دی‌اکسید کربن در ایران مربوط به بخش انرژی است(UNDP,2010).

افزون بر اهمیتی که مصرف انرژی در رشد و توسعه اقتصادی دارد، تجارت بین‌الملل نیز جایگاهی شایان توجه دارد زیرا از آن به‌عنوان موتور رشد اقتصادی نام‌ب رده می‌شود (لوئیس[2]

[1]- Intergovernmental Panel on Climate Change
[2] -Lewis

۱۹۸۰). پیرامون اثرات، منافع و زیان‌های ناشی از آزادسازی باورهای گوناگونی وجود دارد. بر این اساس، ادکینز و گاربچیو[1](۲۰۰۷) بر این باورند که آزادسازی تجاری به دلیل افزایش استفاده از منابع زیست‌محیطی موجب تخریب محیط‌زیست می‌شود و افرادی دیگر همچون چنتریکارن و ملمیت[2](۲۰۰۶) بر این باورند که افزایش تجارت در پی افزایش درآمد می‌تواند تقاضا برای ارتقای کیفیت محیط زیست را افزایش داده و منافع ناشی از آزادسازی، توانایی جبران هزینه‌های تخریب محیط‌زیست را خواهد داشت. افزایش تجارت از دو راه بر مقدار انتشار آلودگی اثر می‌گذارد: نخست از راه آلودگی ناشی از حمل و نقل بین‌المللی و دوم اینکه آلودگی از کشور واردکننده به کشور صادرکننده منتقل می‌شود. از آن‌جا که فرآیند تولید به گونه معمول با انتشار آلودگی همراه است، بنابراین کشورهای صادرکننده کالا به دلیل اتخاذ سیاست تولید در داخل، آلودگی بیش‌تری را منتشر می‌کنند، در حالی که سایر کشورها با اتخاذ رویکرد واردات به جای تولید، شرایط را برای کاهش نسبی آلودگی فراهم می‌سازند (کریستا[3]و همکاران، ۲۰۱۳). شاخص آزادسازی تجاری به‌صورت نسبت تجارت (مجموع واردات و صادرات) به تولید ناخالص داخلی مورد محاسبه قرار می‌گیرد. این شاخص برای ایران در طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵ به‌طور میانگین حدود ۴۴ درصد بوده است. درحالی‌که این شاخص برای بسیاری از کشورهای منطقه خاورمیانه، در طی دوره یاد شده بالای ۷۵ درصد است (بانک جهانی، ۲۰۱۵). بنابراین، کشور ایران از حیث روابط تجاری در مقایسه با بسیاری از کشورها جایگاه مناسبی ندارد و به نظر می‌رسد که تأثیر شاخص آزادسازی تجاری در توضیح آلودگی زیست‌محیطی ناچیز باشد.

نگرانی‌های زیست‌محیطی افزون بر مصرف انرژی و تجارت، در مورد افزایش جمعیت شهری به‌عنوان یک مسئله اجتماعی نیز وجود دارد. در مورد رابطه بین جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط‌زیست دو دیدگاه متفاوت وجود دارد. دیدگاه نخست اشاره می‌کند که افزایش جمعیت شهری بر آلودگی زیست‌محیطی تأثیر مثبت دارد زیرا با افزایش شهرنشینی استفاده از زیرساخت‌ها، حمل‌ونقل و انرژی افزایش می‌یابد و نیز انتقال از کشاورزی به صنعت نیز باعث افزایش آلودگی محیط‌زیست می‌شود، اما دیدگاه دوم تأکید می‌کند که گسترش شهرنشینی زمینه بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس را در استفاده از منابع ایجاد می‌کند و باعث می‌شود تا انرژی در شهرها نسبت به روستاها به‌صورت کارا و بهینه مصرف شود و آلودگی کاهش یابد. بنابراین، رابطه بین رشد جمعیت شهری با آلودگی محیط‌زیست می‌تواند مثبت یا منفی باشد

[1] -Adkins and Garbaccio
[2]- Chintrakarn and Millimet
[3]- Cristea

(جونز[1] ۱۹۹۱؛ عالم[2] و دیگران، ۲۰۰۷). امروزه بیش از ۷۱ درصد جمعیت ایران در مناطق شهری زندگی می‌کنند (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰) و با نگاه به متوسط جهانی نرخ شهرنشینی در کشورهای توسعه‌یافته که ۸۰-۷۰ درصد است (WDI,2012) ممکن است از ناحیه انتقال جمعیت روستایی به مناطق شهری پتانسیل چندانی برای بهبود کیفیت محیط‌زیست در دسترس نباشد، اما با توجه به این‌که یکی از شاخص‌های مهم سنجش کیفیت زندگی، تراکم نفر در اتاق است و این شاخص برای کشورهای توسعه‌یافته برابر ۰/۶۶ و در ایران حدود ۱/۲۰ نفر در اتاق است. هم‌چنین، شاخص یاد شده در شهرهای ایران نسبت به روستاها بیش‌تر است (آنامرادنژاد،۱۳۹۴). بنابراین، با توجه به بالا بودن این شاخص در ایران، می‌توان گفت که شهرهای ایران نسبت به روستاها از حیث صرفه‌های ناشی از مقیاس در استفاده از منابع، کاراتر عمل می‌کنند.

با توجه به اهمیت موضوع، در این مطالعه به ارزیابی عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی ایران در محدوده زمانی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ می‌پردازیم.

مروری بر پژوهش‌های پیشین

ارتباط محیط زیست و رشد اقتصادی از جهت موضوعی به سه دسته کلی قابل‌تقسیم است: نخست مطالعاتی که میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی تمرکز داشته و با دقت فراوانی فرضیات منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[3](EKC) را آزمون می‌کنند. فرضیه‌های این منحنی نشان می‌دهد که علیت یک‌طرفه‌ای از درآمد به سمت انتشار آلودگی برقرار است، به بیانی دیگر آلودگی را می‌توان تابعی از درآمد در نظر گرفت (کوندو و دیندا[4] ۲۰۰۲؛ دیندا و کوندو[5] ۲۰۰۶؛ اکبوستنسی و همکاران[6] ۲۰۰۹؛ پورکاظمی و ابراهیمی، ۱۳۸۷؛ صالح و دیگران، ۱۳۸۸). دومین مجموعه مطالعات بر ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی تمرکز داشته است، از آن‌جا که انتشار آلاینده‌ها به گونه معمول، به وسیله سوخت‌های فسیلی گسترش می‌یابند، بنابراین از مصرف انرژی به‌عنوان شاخصی از انتشار آلایندگی استفاده شده است (کرافت وکرافت[7] ۱۹۷۸؛ عقیل و بوت[8] ۲۰۰۱؛ سویتاس و ساری[9] ۲۰۰۶؛ ملکی، ۱۳۸۳؛ آرمن و زارع، ۱۳۸۸). سومین مجموعه از

[1]- Jones
[2]- Alam
[3]- Environmental kuznets curve
[4]- Coondoo & Dinda
[5]- Dinda & Coondoo
[6]- Akbostanci et al
[7]- Kraft and Kraft
[8]- Aqeel and Butt
[9]- Soytas and Sari

مطالعات میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی، به ارتباط میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار آلودگی می‌پردازد، به بیانی دیگر این دسته از مطالعات تلفیقی از دو مجموعه مطالعات پیشین است و دو عامل مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان شاخصی از کیفیت محیط‌زیست ایفای نقش می‌کنند (آنگ[1]،۲۰۰۷؛ پائو و تسای[2]،۲۰۱۰؛ فطروس و نسرین دوست، ۱۳۸۸؛ محمدباقری، ۱۳۸۹). در پیوند ارتباط رشد اقتصادی و محیط‌زیست، دو عامل تجارت بین‌الملل و شهرنشینی حائز اهمیت می‌باشند. تأثیر آزادسازی تجاری بر کیفیت محیط‌زیست در مطالعات کانگ و کیم[3](۲۰۰۴)، چنتریکارن و ملمیت[4](۲۰۰۶) و ترابی و همکاران(۱۳۹۴) مثبت و در مطالعه ادکینز و گاربچیو[5](۲۰۰۷) منفی ارزیابی شد. افزایش جمعیت شهری بر کیفیت محیط‌زیست در مطالعات مارتینز-زارزوسو و ماروتی[6](۲۰۱۱)، کاسمن و دومن[7](۲۰۱۵) و فطرس و همکاران (۱۳۹۰) اثری منفی و در مطالعه حسین[8](۲۰۱۱) تأثیری مثبت داشت.

در این مطالعات، مدل انتشار آلودگی اغلب به فرم تابعی درجه دوم بوده و یا به وسیله کم‌ترین متغیرها پوشش داده شده است. در این پژوهش مدل انتشار آلودگی به فرم تابعی درجه سوم در نظر گرفته شد و متغیرهایی بیش‌تر نیز در این فرم تابعی قرار داده شدند.

روش پژوهش

در این پژوهش عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر انتشار آلودگی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. شاخص انتشار آلودگی در اینجا انتشار دی‌اکسید کربن برحسب تن است. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش عبارت‌اند از: ۱- تولید ناخالص داخلی که برابر است با حاصل جمع ارزش افزوده ناخالص تمامی تولیدکنندگان مقیم یک کشور افزون بر هر نوع مالیات وضع‌شده، منهای یارانه که در ارزش ستانده تولیدات وجود ندارد. این شاخص برحسب دلار محاسبه می‌شود. ۲- مصرف انرژی که برحسب کیلوگرم معادل نفت خام محاسبه می‌شود. این متغیر بیان‌گر مصرف اولیه انرژی پیش از تبدیل به سایر سوخت‌های پایان‌پذیر است که معادل تولید بومی یک کشور افزون بر واردات و تغییرات موجودی انبار، منهای صادرات و سوخت‌های عرضه‌شده به کشتی و هواپیماهایی که در

[1]- Ang
[2]- Pao & Tsai
[3]- Kang and Kim
[4]- Chintrakarn and Millimet
[5]- Adkins and Garbaccio
[6]- Martinez-Zarzoso & Maruotti
[7]- Kasman & Duman
[8]- Hossein

بخش حمل‌ونقل بین‌المللی مشغول می‌باشند. ۳- درجه باز بودن تجارت که برابر با مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات نسبت به تولید ناخالص داخلی برحسب درصد است. مهم‌ترین مزیت این شاخص سادگی محاسبه آن و دراختیاربودن داده‌های موردنیاز در مطالعات بین کشوری است. ۴- رشد جمعیت شهرنشین که به افراد ساکن در مناطق شهری یک کشور اشاره می‌کند و برحسب درصد است (بانک جهانی، ۲۰۱۵). در این پژوهش بمنظور ارزیابی اثر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری و رشد جمعیت شهرنشین بر انتشار CO_2 ، از رابطه ارایه شده به وسیله دیندا (۲۰۰۴) و کاسمن و دومن (۲۰۱۵) استفاده شده است.

$$LnCO_{2i} = \beta_0 + \beta_1 LnGDP_i + \beta_2 LnGDP_i^2 + \beta_3 LnGDP_i^3 + \beta_4 LnE_i + \beta_5 TO_i + \beta_6 UP_i + e_i \quad (۱)$$

در رابطه بالا Ln معرف لگاریتم طبیعی است. اندیس i زمان را نشان می‌دهد. بقیه پارامترها به شرح زیر می‌باشند.

CO_2 : سرانه انتشار دی‌اکسید کربن(تن)

GDP : سرانه تولید ناخالص داخلی (دلار)

E : سرانه مصرف انرژی (کیلوگرم-نفت)

TO: درجه باز بودن تجارت (درصد)

UP : رشد جمعیت شهرنشین (درصد)

روش برآورد مدل

روش معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوارند که متغیرهای الگو ایستا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد الگو نا ایستا باشند، درعین‌حالی که ممکن است هیچ رابطه مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب تعیین (R^2) بدست‌آمده آن بسیار بالا بوده و موجب برداشت نادرست پژوهشگر در مورد مقدار ارتباط بین متغیرها شود. افزون بر این، وجود متغیرهای نا ایستا در الگو سبب بی‌اعتباری آزمون‌های t و F معمول می‌شوند. در چنین شرایطی، کمیت‌های بحرانی منتج از توزیع‌های t و F به‌گونه‌ای است که با افزایش حجم نمونه امکان رد هرچه بیش‌تر فرضیه H_0 را فراهم می‌کنند. با رد فرضیه صفر به نادرست نتیجه‌گیری می‌شود که رابطه‌ای مستحکم و معنی‌دار بین متغیرهای الگو وجود دارد، درحالی‌که واقعیت به جز این است و

مدل رگرسیون بدست‌آمده یک رگرسیون کاذب[1]است. بنابراین، به طور خلاصه می‌توان چنین گفت که یک سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین، واریانس، کوواریانس و در نتیجه، ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند و مهم نباشد که در چه مقطعی از زمان این معیارها محاسبه شوند. این شرایط تضمین می‌کند که رفتار یک سری زمانی پایا، در هر مقطع متفاوتی از زمان که در نظر گرفته شود، یکسان باشد (بالتاجی،[2] ۲۰۰۸).

بمنظور بررسی ایستایی متغیرها از دو روش آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته[3](ADF) و روش فیلیپس پرون[4](PP) استفاده شده است.

روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)

روش ARDL امکان بررسی توأم اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرها را فراهم می‌کند. به بیان دیگر، این روش توانایی تخمین اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به گونه هم‌زمان دارا می‌باشد. محدودیت‌های تحلیل‌های هم‌جمعی مبتنی بر روش انگل-گرانجر باعث شد تا برخی از مطالعات بمنظور غلبه بر نواقص روش فوق در راستای دست‌یابی به رهیافتی بهتر برای تحلیل رابطه درازمدت بین متغیرها برآیند. ازجمله این مطالعات می‌توان به مطالعه پسران[5]و همکاران (۱۹۹۶) و پسران و شین[6](۱۹۹۸) اشاره کرد. رهیافت ارایه شده توسط ایشان افزون بر رفع نیاز به اطلاع از جهت رابطه بین متغیرها، امکان بررسی توأم رابطه میان متغیرها در حالتی که پاره‌ای از آن‌ها در سطح ایستا هستند و پاره‌ای دیگر با یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند را فراهم می‌کند. این رهیافت موسوم به رهیافت ARDL است. مزیت عمده این استراتژی این است که می‌توان آن را بدون توجه به ایستا بودن متغیرها در سطح یا ایستا بودن پس از یک‌بار تفاضل گیری بکار گرفت و این مزیت باعث می‌شود با مشکل تفکیک متغیرها به گروههای هم‌جمع ایستا در سطح و ایستا پس از یک‌بار تفاضل گیری مواجه نباشیم (پسران و پسران، ۱۹۹۷). این روش توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به گونه هم‌زمان دارا می‌باشد و در ضمن، به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمین‌های بدست‌آمده از آن‌ها ناریب و کارآ خواهند بود (سیدیکی،[7] ۲۰۰۰).

---

[1] - Speurious Regression
[2]- Baltagi
[3]- Augmented Dickey Fuller
[4]- Phillips–Perron
[5]- Pesaran
[6]- Pesaran and Shin
[7]- Siddiki

مدل ARDL این مطالعه را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,p)X_{it} + u_t\,, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۲)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه[1]می‌باشد که به‌صورت $L^j Y_t = Y_{t-j}$ تعریف می‌شود. هم‌چنین، X_t بردار متغیرهای مستقل مورداستفاده در تابع انتشار آلودگی است و X_{it}، i امین متغیر مستقل می‌باشد. بنابراین خواهیم داشت:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p\,, \qquad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L_i^q \qquad (۳)$$

در بلندمدت روابط زیر بین این متغیرهای در مدل صادق خواهد بود:

$$Y_t = Y_{t-1} = ... = Y_{t-p}\,, \qquad X_{i,t} = X_{i,t-1} = ... = X_{i,t-q} \qquad (۴)$$

که در رابطه آخری q، عبارت است از q امین وقفه مربوط به i امین متغیر می‌باشد. رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به‌صورت زیر بیان شود:

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$$
$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q}\beta_i}{\alpha(1,p)} \quad , \quad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \qquad (۵)$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta Y_t = \Delta\hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p}\hat{\alpha}_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{k}\hat{\beta}_{i0}\Delta X_{it} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q}\hat{\beta}_{i,t-j}\Delta X_{i,t-j} - \alpha(1,p)ECT_{t-1} + u_t \qquad (۶)$$

که در آن ECT جزء تصحیح خطا بوده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ECT = Y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k}\hat{\beta}_i X_{it} \qquad (۷)$$

که در آن α و β ضرایب برآورد شده از معادله (۶) می‌باشند. $\alpha(1,p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای

[1]- Lag operator

اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای ECM آن است که نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند. برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دومرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله نخست وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را که به‌وسیله تئوری بیان می‌شود مورد بررسی قرار می‌گیرد. پسران و همکاران (۲۰۰۱)، بمنظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه (باند تست[1]) استفاده نمود. روش آزمون کرانه ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم انباشتگی بنا شده است. الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مستخرج از رابطه (۳)، به‌صورت معادله (۸) نوشته می‌شود.

$$D\,Y_t = a_0 + C_1 t + \lambda_{yx} Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \gamma_i D\,Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} \gamma_i D\,X_{t-i} + u_t \qquad (۸)$$

که D عملگر تفاضل مرتبه اول، t روند و $Z_t=(Y_t , X_t)$ می‌باشد. بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون کرانه، باید از آزمون ضرایب Wald (آمارهF) برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده نمود. در این حالت آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم هم‌جمعی، از راه صفر قرار دادن تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود. سپس آماره F تخمین زده شده برای فرضیه صفر بررسی می‌شود که آیا تمام ضرایب بلندمدت به‌صورت مشترک برابر صفر هستند یا نه. در واقع در این مرحله، بر اساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مقادیر بحرانی که در جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱)، آورده شده است، مقایسه می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده، بیش‌تر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کم‌تر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. در نهایت، اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها نمی‌باشد (شرستا و چودای[2] ۲۰۰۵ و تانگ[3] ۲۰۰۳). چنان چه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات شد پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت در مرحله دوم با استفاده از معادلات (۲) و (۶) مورد تخمین قرار می‌گیرند.

[1]- Bounds Test
[2]- Shrestha & Chowdhury
[3]- Tang

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش نظیر سرانه انتشار دی‌اکسید کربن، سرانه تولید ناخالص داخلی، مصرف سرانه انرژی، آزادسازی تجاری و رشد جمعیت شهرنشین به صورت سری زمانی است که از منابع گوناگون شامل پایگاه داده‌های مرکز آمار ایران، وزارت نیرو و بانک مرکزی گردآوری شدند. بمنظور برآورد مدل در این پژوهش از برنامه‌های اکسل[1] ایویوز[2] و استتا[3] استفاده شده است.

نتایج و بحث

بمنظور بررسی عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن در ایران، بر اساس رابطه (۱)، در ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. نتایج ایستایی بر اساس آزمون ADF در جدول ۱ نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه نخست متغیرهای انتشار دی‌اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، شاخص آزادسازی تجاری و رشد جمعیت شهری ایستا بوده و تنها متغیر مصرف انرژی در سطح ایستا می‌باشد. ایستایی تمامی متغیرها در وضعیت با عرض از مبدأ و روند بدست آمده است. با توجه به تحولات اقتصادی ایران و تغییرات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی، امکان شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود دارد. بدین منظور برای اطمینان کامل از نتایج ایستایی متغیرها از آزمون فیلیپس-پرون استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول ۲ نشان می‌دهد که تنها مصرف انرژی در سطح ایستا می‌باشد و بقیه متغیرها با یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند. در اینجا نیز ایستایی متغیرها در وضعیت با عرض از مبدأ و روند بدست آمده است. بنابراین، نتایج آزمون فیلیپس-پرون مؤید نتایج آزمون ADF است. بر اساس نتایج آزمون ایستایی، با توجه به وجود با هم متغیرهای ایستا در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند، از تحلیل هم‌جمعی موسوم به روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است.

در رویکرد ARDL ابتدا لازم است بین متغیرهای مربوطه آزمون وجود رابطه بلندمدت انجام شود. همان گونه که در قسمت روش برآورد مدل بیان شد، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه استفاده شده است. لذا پس از تخمین یک الگوی تصحیح بر اساس رابطه (۱۲) به روش OLS، فرضیه مربوط به برابر صفر بودن وقفه متغیرهای مستقل آزمون و آماره F محاسباتی با مقادیر بحرانی ارایه شده به وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه شد و نتایج آن در جدول ۲

1- Excel
2-Eviews
3- Stata

ارایه شده است. با توجه به این‌که آماره F محاسباتی برای مدلی که سرانه انتشار دی‌اکسید کربن به‌عنوان متغیر وابسته می‌باشد، حدود ۴/۰۶۶ بدست آمده است و این مقدار بزرگ‌تر از کرانه بالا در سطوح معنی‌داری ۹۵ درصد می‌باشد، لذا فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرها تأیید می‌شود. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد در هریک از حالت‌هایی که سایر متغیرهای مستقل به عنوان متغیر وابسته در مدل قرار گیرند، رابطه بلندمدت وجود خواهد داشت. در جدول ۳، الگوی پویای آلودگی زیست‌محیطی در ایران بر اساس آماره SBC به‌صورت ARDL(1,1,0,0,0,1,0) برآورد شده است. در این تصریح از متغیرهای درآمد سرانه در سطح، توان دوم و سوم و دیگر متغیرهای کنترلی ازجمله مصرف انرژی، آزادسازی تجاری و رشد جمعیت شهرنشین استفاده شده است. در ادامه یافته‌های ناشی از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی در ایران به ترتیب در جدول‌های ۴ و ۵ ارایه شده است. گفتنی است که تمامی پارامترهای مدل تصحیح خطا در جدول ۵ به شکل تفاضل مرتبه نخست می‌باشند.

به غیر از متغیر رشد جمعیت شهرنشین و شاخص آزادسازی تجاری که برحسب درصد می‌باشند، دیگر متغیرها به‌صورت لگاریتم طبیعی در این تصریح وارد شده‌اند؛ بنابراین، مقادیر ضرایب بدست‌آمده در هر دو جدول را می‌توان به‌عنوان کشش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر کرد. یافته‌های این دو جدول حاکی از وجود یک رابطه N شکل برعکس میان آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن و درآمد سرانه می‌باشد و ضرایب هر سه جمله درآمد سرانه دارای اهمیت آماری هستند. به بیانی دیگر، برای ایران فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برقرار نمی‌باشد. این نتیجه با مطالعه اکبوستانسی و همکاران (۲۰۰۹) سازگار است.

در نمودار ۱ رابطه بلندمدت میان آلودگی و درآمد سرانه برای ایران ارایه شده است. البته، در این نمودار مقادیر به‌صورت لگاریتم طبیعی می‌باشند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، یک رابطه N شکل برعکس میان درآمد سرانه و انتشار آلودگی وجود دارد. با توجه به نمودار ترسیمی در سطح درآمد سرانه ۲۳۳۷/۱۷ دلار، جهت تقعر منحنی عوض می‌شود و تقعر این منحنی به ترتیب در نقاط ۱۷۳۲/۵۵ و ۳۱۵۲/۹۷ دلار است. از این رو، در ابتدا با افزایش درآمد سرانه، انتشار آلودگی کاهش می‌یابد. این وضعیت تا پیش از مرز درآمد ۱۷۳۳ دلار، ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود انتشار آلودگی افزایش یابد و این روند تا زمانی ادامه دارد که درآمد سرانه به مرز ۳۱۵۳ دلار برسد و با افزایش بیش‌تر آن انتظار می‌رود انتشار آلودگی کاهش یابد. درکوتاه‌مدت نیز در سطح درآمد سرانه ۲۳۳۷/۱۸ دلار، جهت تقعر منحنی عوض می‌شود و تقعر این منحنی به ترتیب در نقاط ۱۶۴۶ و ۳۳۱۸/۶ دلار بوده که بسیار نزدیک به مقادیر رابطه بلندمدت است.

با بررسی داده‌های پژوهش به این نتیجه رسیدیم که وضعیت درآمد سرانه ایران تا پیش از نخستین تقعر عمدتاً مربوط به دوره ۱۳۶۸-۱۳۵۰ می‌باشد. اقتصاد ایران عمدتاً بر پایه نفت قرار دارد و سهم بزرگی از درآمدهای کشور از راه فروش نفت بدست می‌آید. قیمت هر بشکه نفت خام در سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۲۶ بین ۲/۵ تا ۳/۵ دلار در نوسان بود که با جنگ اعراب و اسرائیل در سال ۱۳۵۲ باعث شد کشورهای عربی از فروش نفت به حامیان غربی اسرائیل خودداری کنند. با این سیاست، قیمت نفت در کم‌تر از شش ماه حدود چهار برابر افزایش و به مرز ۱۲ دلار رسید. بنابراین، در سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۵۰ افزایش درآمد سرانه کشور بیش‌تر به دلیل افزایش شدید قیمت نفت و صادرات آن اتفاق افتاد و سهمی کم‌تر از آن به دلیل افزایش تولید داخل و فرایندهایی است که به افزایش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن منجر شود. در طی سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۵۹ که مصادف با جنگ تحمیلی بود، به دلیل شرایط خاص کشور بسیاری از تولیدات داخلی متوقف شدند و بیش از گذشته اقتصاد کشور به فروش نفت وابسته شد. بنابراین سرانه انتشار دی‌اکسید کربن همچنان به روند کاهشی خود ادامه داده است. با خروج کشور از وضعیت بحرانی جنگ در سال ۱۳۶۸، سیاست‌های اقتصادی برای افزایش تولید و بازسازی زیربناهای خسارت‌دیده در دستور کار قرار گرفت به‌این‌ترتیب زمینه برای افزایش آلودگی ناشی از دی‌اکسید کربن فراهم شد (جلیلوند، ۱۳۸۸). با توجه به مقدار فعلی درآمد سرانه ایران که حدود ۳۰۴۳ دلار به قیمت‌های سال ۲۰۰۵ است و این رقم کم‌تر از تقعر دوم منحنی می‌باشد؛ بنابراین، می‌توان گفت انتظار می‌رود با افزایش درآمد سرانه در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت، سرانه انتشار آلودگی در ایران افزایش خواهد یافت. استفاده از متغیر مصرف انرژی در این مطالعه به این دلیل است که شاخصی مناسب برای سطح بکارگیری از سوخت‌های فسیلی است. نتایج نشان می‌دهد که اثر این متغیر در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار است و ضریب آن نیز درخور توجه می‌باشد. به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۸ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۶ درصد افزایش یابد. این نتیجه با مطالعه آنگ (۲۰۰۷) سازگار است. ضریب سرانه مصرف انرژی در مطالعه آنگ برای کشور فرانسه در طی دوره‌ی ۲۰۰۰-۱۹۶۰ حدود ۲/۲۵ بدست آمد. به عبارتی با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، سرانه انتشار CO_2 در فرانسه حدود ۲۲/۵ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج نشان می‌دهند که با رشد جمعیت شهری در ایران، سرانه انتشار آلودگی کاهش می‌یابد. به گونه‌ای‌که با افزایش ۱۰ درصدی این شاخص، انتظار می‌رود سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت حدود ۱/۲ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۰/۸۶ درصد کاهش یابد. این نتیجه با مطالعه

حسین(۲۰۱۱) سازگار است. در مطالعه شریف حسین برای کشورهای صنعتی در طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۱، مقدار ضریب شاخص جمعیت شهرنشین در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب حدود ۰/۶۴- و ۰/۰۰۶- بدست آمد. همان گونه که در قبل گفته شد، رابطه‌ی تجاری ایران در مقایسه با بسیاری از کشورهای دیگر پایین می‌باشد. بنابراین کوچک بودن ضریب آن در توضیح آلودگی کشور مطابق انتظار است. به گونه‌ای که با افزایش ۱۰ درصد در نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی که به‌عنوان درجه باز بودن اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است، انتظار می‌رود سرانه انتشار آلودگی حدود ۰/۰۵ درصد کاهش یابد. در کوتاه‌مدت شاخص مذکور معنی‌دار نیست. بنابراین، انتظار می‌رود با افزایش مشارکت بیشتر ایران در عرصه تجارت در پی تخصیص مبتنی بر بازار، کارایی استفاده از عوامل تولید افزایش یافته و باعث کاهش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن شود هرریاس[2]و همکاران(۲۰۱۳). این نتیجه با مطالعه کانگ و کیم (۲۰۰۴) سازگار است. نتایج مطالعه کانگ و کیم نشان دادند که توافق تجاری میان کره جنوبی و ژاپن موجب کاهش آلودگی می‌شود. متغیر دیگر در این پژوهش، روند زمانی است که به‌عنوان معیاری از فناوری مورد استفاده قرار گرفته است. علامت این متغیر بر اساس انتظار منفی و از اهمیت آماری برخوردار است، اما ضریب آن دارای مقدار مطلق بالایی نمی‌باشد و در بالاترین سطح، انتظار می‌رود در ازای هر دوره و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن کم‌تر از ۰/۰۲ درصد کاهش یابد.

ضریب جمله تصحیح خطا مطابق نتایج جدول ۵ نشان‌دهنده وجود رابطه‌ی بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به گونه‌ای‌که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۷۲ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت کمی بیش از یک دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس‌ازآن رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت. در مباحث زیست‌محیطی معمولاً مقدار این ضریب کوچک بدست می‌آید و مدت‌زمانی بیش‌تر به طول خواهد کشید تا شوک وارده به متغیر زیست‌محیطی تعدیل شود، اما در ایران، شوک‌های وارده به مدل انتشار دی‌اکسید کربن اغلب به وسیله تغییرات مصرف انرژی اعمال می‌شود و اثرگذاری آن در ایران سریع‌تر رخ می‌دهد. در این پژوهش با توجه به این‌که بیش‌ترین تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن توسط مصرف انرژی توضیح داده می‌شود، ضریب تعدیل ۷۲ درصد، دور از انتظار نیست. در مطالعه‌ی کوهلر[3](۲۰۱۳) که رابطه میان انتشار CO_2، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و تجارت را برای آفریقای جنوبی مورد ارزیابی قرار گرفت، ضرایب بلندمدت و

[1] -Hossain
[2]- Herrerias
[3]- Kohler

کوتاه‌مدت مصرف انرژی به‌ترتیب ۱/۱۶ و ۰/۹۶ بدست آمد که حاکی از توضیح بالای انتشار CO_2 به وسیله متغیر مصرف انرژی بود. در مطالعه وی ضریب تعدیل حدود ۸۲ درصد بدست آمد که از این پژوهش حدود ده درصد بیش‌تر است.

برای بررسی پایداری ضرایب مدل از آزمون‌های CUSUM[1] بر اساس جمع تجمعی جملات پسماند بازگشتی و CUSUMS[2] بر اساس جمع تجمعی مربعات جملات پسماند برگشتی استفاده شد. نتایج این دو آزمون در سطح ۵ درصد در نمودار ۲ و ۳ نشان داده شده است. چون جمع تجمعی جملات پسماند و جمع تجمعی مربعات جملات پسماند در دو نمودار از دو خط بحرانی خارج نشده است، ثبات ساختاری در معادله وجود دارد. درنتیجه مدل برآوردی پایدار بوده و نتایج در سطح ۵٪ حاکی از پایداری ضرایب برآورد شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر آلودگی زیست‌محیطی در کشورهای منطقه منا مورد ارزیابی قرار گرفت. این عوامل عبارتند از: سرانه مصرف انرژی، شاخص آزادسازی تجاری، درآمد سرانه و رشد جمعیت شهرنشین. برای آلودگی زیست‌محیطی از شاخص سرانه انتشار دی اکسید کربن استفاده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که رابطه N شکل برعکس میان درآمد سرانه و انتشار آلودگی برقرار است و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای کشور ایران در طی دوره مورد مطالعه تأیید نشد. بنابراین، نمی‌توان به گونه طبیعی ایران را از نگرانی زیست‌محیطی مصون دانست و توصیه می‌شود بویژه در سطوح مقادیر درآمد سرانه بالاتر از ۲۳۰۰ دلار که مطابق نتایج بدست آمده از نمودار ۱، روند افزایش آلودگی شتاب بیش‌تری می‌یابد، با جدیتی بیش‌تر در پی کاهش انتشار باشند. با توجه به این‌که حدود ۶۵ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای تنها ناشی از تولید یا مصرف انرژی است (مارورو[3] ۲۰۱۰)، در این پژوهش مطابق نتایج بدست‌آمده (جدول ۴) حدود ۸۰ درصد انتشار آلودگی مربوط به بخش انرژی است. برخی از مطالعات یارانه را علت مصرف بالای انرژی مطرح کرده‌اند (باستانزاد و نیلی، ۱۳۸۴). یافته‌های مطالعه فرج زاده (۱۳۹۱) نشان داد کاهش مصرف انرژی در اثر کاهش یارانه آن می‌تواند منجر به کاهش قابل‌ملاحظه انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران شود. از آن‌جاکه افزایش سطح تجارت در ایران با کاهش انتشار آلودگی همراه است. بنابراین، توسعه روابط تجاری و تخصیص مبتنی بر بازار، اقدامی مفید در جهت بهبود کیفیت

[1]. Cumulative Sum of Recursive Residual
[2]. Cumulative Sum Squares of Recursive Residual
[3]- Marrero

محیط‌زیست است. افزون بر این، می‌توان بخشی از درآمدهای حاصله روابط تجاری را به حمایت از مباحث زیست‌محیطی و کاهش آلودگی اختصاص داده و در فرایند انتقال تکنولوژی توجه خود را به فناوری‌های پاک و با آلایندگی کم‌تر مبذول کرد. رشد جمعیت شهرنشین در ایران تأثیری منفی بر سرانه انتشار آلودگی دارد. بنابراین، به نظر می‌رسد که شهرها نسبت به روستاها به دلیل تراکم بیش‌تر در واحد سطح و در نتیجه برخورداری از صرفه‌های حاصل از مقیاس، کارایی بیش‌تری در مصرف منابع مولد آلودگی دارند. به این‌ترتیب، رشد شهرنشینی در کنار سایر پیامدهای آن که می‌بایست مورد بررسی بیش‌تر قرار گیرد، از منظر کاهش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن پدیده‌ای مثبت است.

منابع

- آرمن، ع. و زارع، ر. (۱۳۸۸). مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. نشریه مطالعات اقتصاد انرژی. دوره ۶. شماره ۲۱. ص ۹۲-۶۷.

- آنامرادنژاد، ر. (۱۳۹۴). ارزیابی ویژگی‌های کمی و کیفی مسکن در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۴۵. مجله پژوهش و برنامه‌ریزی شهری. دوره ۶. شماره ۲۰. ص۵۰-۳۵.

- باستانزاد، ح و ف. نیلی (۱۳۸۴). تحلیل سیاستی قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی در اقتصاد ایران. تحقیقات اقتصادی. ۶۸: ۲۲۶-۲۰۱.

- بانک مرکزی ایران. (۱۳۹۳). پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی. اطلاعات سری‌های زمانی. http://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx

- بهبودی، د.، برقی گلعذانی، ا. و ممی پور، س. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط‌زیست در کشورهای نفتی. پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان. دوره ۹. شماره ۱۷.

- پورکاظمی، م. و ابراهیمی، ا. (۱۳۸۷). بررسی منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در خاورمیانه. پژوهش‌های اقتصادی ایران. دوره ۱۰. شماره ۳۴. ص ۷۱-۵۷.

- ترابی، ت.، خواجویی پور، ا.، طریقی، س. و پاکروان، م. (۱۳۹۴). تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. دوره ۹. شماره ۲۹. ص ۸۴-۶۳.

- جلیلوند، آ. (۱۳۸۸). جنگ و تأثیرات آن بر اقتصاد نفتی ایران. فصلنامه تخصصی مطالعات دفاع مقدس. دوره ۸. شماره ۳۰. ص ۵۳-۳۹.

- شهبازی، ک. و د. حمیدی رزی (۱۳۹۳). همگرایی شدت انرژی بین کشورهای عضو اوپک (یک رویکرد دوجانبه). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۷۱: ۱۹۸-۱۷۳.
- صالح، ا.، شعبانی، ز.، باریکانی، س. و یزدانی، س. (۱۳۸۸). بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعه موردی گاز دی‌اکسید کربن). نشریه اقتصاد کشاورزی و توسعه. دوره ۱۷. شماره ۶۶. ص ۴۱-۱۹.
- فرج زاده، ز. (۱۳۹۱). اثرات زیست‌محیطی و رفاهی اصلاح سیاست‌های تجاری و انرژی در ایران. پایان‌نامه دکتری. دانشگاه شیراز. شیراز.
- فطرس، م. و نسرین دوست، م. (۱۳۸۸). بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹. نشریه مطالعات اقتصاد انرژی. دوره ۶. شماره ۲۱. ص ۱۳۵-۱۱۳.
- فطرس، م.، فردوسی، م. و مهرپیما، ح. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر شدت انرژی و گسترش شهرنشینی بر تخریب محیط‌زیست در ایران (تحلیل هم‌جمعی). نشریه محیط‌شناسی. دوره ۳۷. شماره ۶۰. ص ۲۲-۱۳.
- محمدباقری، ا. (۱۳۸۹). بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. دوره ۷. شماره ۲۷. ص ۱۰۱-۱۲۹.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). پایگاه اطلاعات نشریات. http://amar.sci.org.ir.
- مقدسی، ر. و ضیایی، ز. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین انتشار گاز دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی بر اساس داده‌های ترکیبی. نشریه اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی). دوره ۲۵. شماره ۴. ص ۴۸۷-۴۸۰.
- ملکی، ر. (۱۳۸۳). بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید داخلی در ایران. مجله برنامه‌وبودجه. دوره ۹. شماره ۶. ص ۱۲۱-۸۱.
- وزارت نیرو. دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی (۱۳۹۱). بانک اطلاعات انرژی. ترازنامه انرژی.

Refrences

- Adkins, L. G., & Garbaccio, R. F. (2007). Coordinating Global Trade and Environmental Policy: The role of pre-existing distortions. In Tenth Annual Conference on Global Economic Analysis, Purdue University.
- Akbostancı, E., Türüt-Aşık, S., & Tunç, G. İ. (2009). The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve?.Energy Policy, 37(3), 861-867.

- Alam, S. Fatima, A. & Butt, M. S. (2007). Sustainable development in Pakistan in the context of energy consumption demand and environmental degradation. Journal of Asian Economics, 18(5), 825-837.
- Ang, J. B. (2007). CO_2 emissions, energy consumption, and output in France.Energy Policy, 35(10), 4772-4778.
- Aqeel, A., & Butt, M. S. (2001). The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan. Asia-Pacific Development Journal, 8(2), 101-110.
- Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data (Vol. 1). John Wiley & Sons.
- Chintrakarn, P., & Millimet, D. L. (2006). The environmental consequences of trade: Evidence from subnational trade flows. Journal of Environmental Economics and Management, 52(1), 430-453.
- Coondoo, D., & Dinda, S. (2002). Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis. Ecological Economics, 40(3), 351-367.
- Cristea, A. Hummels, D. Puzzello, L. & Avetisyan, M. (2013). Trade and the greenhouse gas emissions from international freight transport. Journal of Environmental Economics and Management, 65(1), 153-173.
- Dinda, S., & Coondoo, D. (2006). Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. Ecological Economics, 57(2), 167-181.
- Hossain, M. S. (2011). Panel estimation for CO_2 emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. Energy Policy, 39(11), 6991-6999.
- Intergovernmental Panel on Climate Change. (2014). Climate Change 2013: The physical science basis: Working group I contribution to the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press.
- Jones, D. W. (1991). How urbanization affects energy-use in developing countries. Energy Policy, 19(7), 621-630.
- Kang, S. I., & Kim, J. J. (2004, June). A quantitative analysis of the environmental impact induced by free trade between Korea and Japan. In 7th Annual Conference on Global Economic Analysis Trade, Washington DC (pp. 17-19).
- Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). CO_2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. Economic Modelling, 44, 97-103.
- Kohler, M. (2013). CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade: A South African perspective. Energy Policy, 63, 1042-1050.
- Kraft, J., & Kraft, A. (1978). Relationship between energy and GNP. J. Energy Dev.;(United States), 3(2).

- Lewis, W. A. (1980). The slowing down of the engine of growth. The American Economic Review, 555-564.
- Marrero, G.A. (2010). Greenhouse gases emissions, growth and the energy mix in Europe. Energy Econ., 32: 1356–1363.
- Martínez- Zarzoso, I., & Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO_2 emissions: evidence from developing countries. Ecological Economics, 70(7), 1344-1353.
- Pao, H. T., & Tsai, C. M. (2010). CO_2 emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries. Energy policy, 38(12), 7850-7860.
- Pesaran, H. M., Pesaran, B. 1997. Working with Microfit 4: An Introduction to Econometrics. Oxford University Press. London
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econometric Society Monographs, 31, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). Testing for the'Existence of a Long-run Relationship' (No. 9622). Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
- Shrestha, M. B., & Chowdhury, K. (2005). ARDL modelling approach to testing the financial liberalisation hypothesis.
- Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. Applied Economics, 32(15), 1977-1984.
- Soytas, U., & Sari, R. (2006). Energy consumption and income in G-7 countries. Journal of Policy Modeling, 28(7), 739-750.
- Tang, T. C. (2003). An empirical analysis of China's aggregate import demand function. China Economic Review, 14(2), 142-163.
- UN data, 2011. < http://data.un.org>.
- UNDP (United Nations Development Program), (2010). Department of Environment. Iran second National Communication to United Nations Framework Convention on Climate Change (UNFCCC). National Climate Change Office, Department of Environment. Tehran.
- WDI (World Development Indicators),(2015). < www.worldbank.org>.

WDI (World Development Indicators), (2012). http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها.

متغیر	عنوان	آماره ADF	آماره PP	وضعیت ایستایی
LCO_2	لگاریتم انتشار دی‌اکسید کربن	-۵/۲۶۸***	-۵/۱۷۶***	I(1) با عرض از مبدأ و روند
		(۰/۰۰۰۶)	(۰/۰۰۰۷)	
LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۴/۱۱۰**	-۳/۴۷۱*	I(1) با عرض از مبدأ و روند
		(۰/۰۱۳۱)	(۰/۰۵۶۳)	
LE	لگاریتم مصرف انرژی	-۳/۲۵۵*	-۳/۱۸۰*	I(0) با عرض از مبدأ و روند
		(۰/۰۸۸۲)	(۰/۰۸۲۵)	
TO	شاخص آزادسازی تجاری	-۴/۰۳۶**	-۴/۰۴۰**	I(1) با عرض از مبدأ و روند
		(۰/۰۱۵۳)	(۰/۰۱۵۱)	
PO	رشد جمعیت شهرنشین	-۳/۳۷۷*	-۲/۲۹۹**	I(1) با عرض از مبدأ و روند
		(۰/۰۷۰۵)	(۰/۰۲۲۴)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۲- بررسی وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه).

مدل	F محاسباتی
$F(LCO_2 / LGDP, LGDP^2, LGDP^3, LE, TO, PO)$	۴/۰۶۶**
$F(LE / LCO_2, LGDP, LGDP^2, LGDP^3, TO, PO)$	۸/۱۹۴***
$F(TO/ LCO_2, LGDP, LGDP^2, LGDP^3, PO, LE)$	۸/۹۷۹***
$F(PO/ LCO_2, LGDP, LGDP^2, LGDP^3, TO, LE)$	۳/۹۶۴*
$F(LGDP/ LCO_2, LE, TO, PO)$	۴/۷۴۳**

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل پویای انتشار آلودگی در ایران (ARDL(1,1,0,0,0,1,0

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آمارهt	احتمال
انتشار دی‌اکسید کربن با یک وقفه	۰/۲۸۲**	۰/۱۲۶	۲/۲۳۵	۰/۰۳۳
تولید ناخالص داخلی	-۵۸۲/۵۲۹***	۱۹۵/۴۰۷	-۲/۹۸۱	۰/۰۰۵
تولید ناخالص داخلی با یک وقفه	-۰/۳۲۱*	۰/۱۶۸	-۱/۹۰۵	۰/۰۶۷
توان دوم تولید ناخالص داخلی	۷۵/۲۵۳***	۲۵/۲۶۴	۲/۹۷۸	۰/۰۰۵
توان سوم تولید ناخالص داخلی	-۳/۲۳۳***	۱/۰۸۸	-۲/۹۷۲	۰/۰۰۶
مصرف انرژی	۰/۵۷۳***	۰/۱۵۰	۳/۸۲۱	۰/۰۰۰
آزادسازی تجاری	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۹۳۲	۰/۳۵۹
آزادسازی تجاری با یک وقفه	-۰/۰۰۵***	۰/۰۰۱	-۳/۱۳۴	۰/۰۰۴
درصد جمعیت شهرنشین	-۰/۰۸۵***	۰/۰۲۷	-۳/۱۵۱	۰/۰۰۳
عرض از مبدأ	۱۵۰۰/۳۳۱***	۵۰۳/۳۸۰	۲/۹۸۰	۰/۰۰۵
ترند	-۰/۰۱۸**	۰/۰۰۷	-۲/۴۶۳	۰/۰۲۰
R- squared = ۰/۹۸۳		Sum squared resid = ۰/۰۶۱		
Adjusted R- squared= ۰/۹۷۶		Mean dependent var = ۱/۵۴۱		
Durbin-Watson stat = ۱/۶۱۶		SE. of regression = ۰/۰۴۷		
F-stat = ۱۴۱/۷۹۷ (۰/۰۰۰)		SD. dependent var = ۰/۳۰۹		

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

جدول ۴- نتایج بدست آمده از برآورد بلندمدت عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر انتشار دی‌اکسید کربن در ایران.

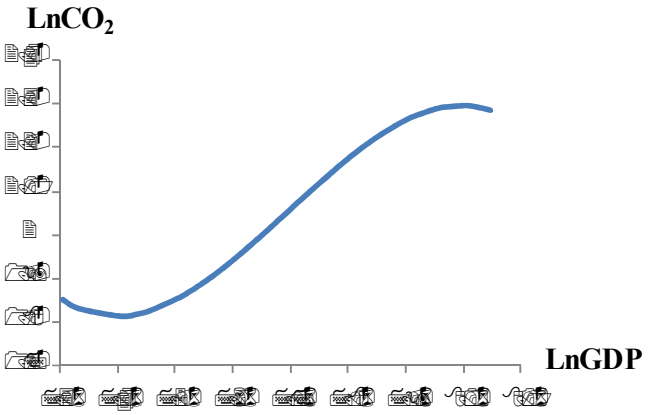
متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تولید ناخالص داخلی	-۸۱۲/۱۵۹۶***	۲۹۲/۴۸۳۳	-۲/۷۷۶۷	۰/۰۰۹۷
توان دوم تولید ناخالص داخلی	۱۰۴/۸۶۰۱***	۳۷/۷۷۶۸	۲/۷۷۵۷	۰/۰۰۹۷
توان سوم تولید ناخالص داخلی	-۴/۵۰۶۲***	۱/۶۲۵۶	-۲/۷۷۲۰	۰/۰۰۹۸
مصرف انرژی	۰/۷۹۹۵***	۰/۲۵۸۹	۳/۰۸۷۳	۰/۰۰۴۵
آزادسازی تجاری	-۰/۰۰۵۲*	۰/۰۰۲۷	-۱/۹۰۲۶	۰/۰۶۷۴
رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۱۱۹۵***	۰/۰۳۸۰	-۳/۱۴۴۱	۰/۰۰۳۹
عرض از مبدأ	۲۰۹۰/۵۹۸۸***	۷۵۳/۷۵۲۵	۲/۷۷۳۵	۰/۰۰۹۸
ترند	-۰/۰۲۵۳**	۰/۰۱۲۱	-۲/۰۸۰۶	۰/۰۴۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

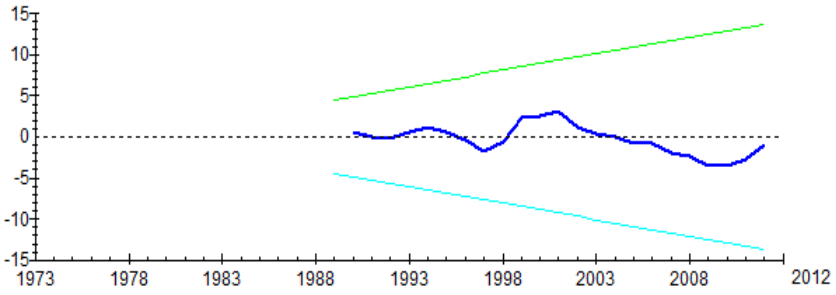
جدول ۵- نتایج بدست آمده از برآورد کوتاه‌مدت عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر انتشار دی‌اکسید کربن در ایران.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تولید ناخالص داخلی	-۵۸۲/۵۲۹۳***	۱۹۵/۴۰۷۲	-۲/۹۸۱۱	۰/۰۰۵۹
توان دوم تولید ناخالص داخلی	۷۵/۲۵۳۵***	۲۵/۲۶۴۹	۲/۹۷۸۵	۰/۰۰۵۹
توان سوم تولید ناخالص داخلی	-۳/۲۳۳۹***	۱/۰۸۸۱	-۲/۹۷۲۰	۰/۰۰۶۰
مصرف انرژی	۰/۵۷۳۷***	۰/۱۵۰۱	۳/۸۲۱۴	۰/۰۰۰۷
آزادسازی تجاری	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۱۷	۰/۹۳۲۴	۰/۳۵۹۱
رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۰۸۵۸***	۰/۰۲۷۲	-۳/۱۵۱۳	۰/۰۰۳۹
ترند	-۰/۰۱۸۱**	۰/۰۰۷۳	-۲/۴۶۳۷	۰/۰۲۰۲
جمله تصحیح خطا	-۰/۷۱۷۶***	۰/۱۲۶۲	-۵/۶۸۲۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش *، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

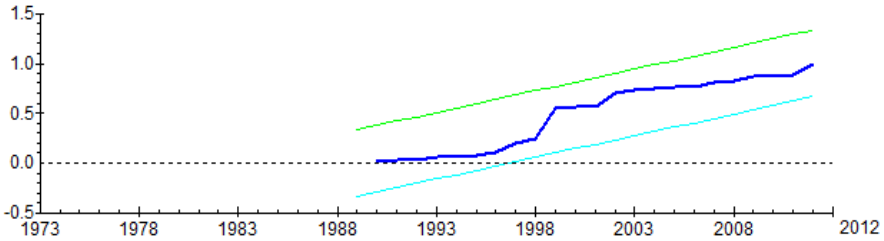


نمودار ۱- رابطه بلندمدت میان سرانه تولید ناخالص داخلی و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در ایران.



نمودار ۲- مجموع تجمعی باقی‌مانده‌های تکراری مدل عوامل اقتصادی مؤثر بر انتشار آلودگی در ایران (CUSUM).

مأخذ: یافته‌های مطالعه



نمودار۳- مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری مدل عوامل اقتصادی مؤثر بر انتشار آلودگی در ایران (CUSUM Q).

مأخذ: یافته‌های مطالعه