فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۹، شماره ۲۹، تابستان ۱۳۹۸

بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و محیط زیست ایران با رویکرد ARDL

مریم ابراهیمی[۱]، مجید نصیری[۲]

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۴/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۸/۲۶

چکیده:

در روند حرکت جهانی به سوی توسعه پایدار، بررسی آسیب‌های محیط زیستی ناشی از بخش انرژی و راهکارهای مناسب آن، امری ضروری به نظر می‌رسد. در این مطالعه رابطه میان انتشار آلودگی هوا (اندازه‌گیری شده توسط انتشار سرانه دی‌اکسید کربن) با درآمد سرانه، مصرف انرژی و تولید برق از سوخت‌های فسیلی و غیرفسیلی در ایران به روش ARDL در دوره ۹۶-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد بین رشداقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی رابطه زیست محیطی کوزنتس بر قرار می‌باشد. این بدان معناست که در مراحل اولیه رشد اقتصادی کشور، با افزایش درآمد سرانه، میزان انتشار گاز آلوده کننده دی اکسید کربن افزایش می‌یابد. اما با بهبود رشد و توسعه اقتصادی، افزایش درآمد سرانه به کاهش انتشار گاز آلاینده دی اکسید کربن منجر می‌شود. ضریب مصرف انرژی در هر دو مدل مثبت بدست آمد. همچنین ضریب تولید برق از سوخت‌های فسیلی (نظیر زغال، نفت و گاز طبیعی) مثبت و در نهایت ضریب تولید برق از سوخت‌های غیرفسیلی (نظیر آب و باد) منفی بدست آمد.

طبقه‌بندی JEL: Q50 ،O44

کلید واژه: اندازه دولت، مخارج عمرانی، مخارج مصرفی، رشد اقتصادی، رابطه زیست‌محیطی کوزنتس

[۱] عضو هیات علمی مؤسسه آموزش عالی بانکداری بانک مرکزی، تهران، ایرا ن ایمیل: Maryam.ebrahimi2000@gmail.com
[۲] استادیار گروه مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی،واحد علی‌آباد کتول، علی آباد کتول، ایران (نویسنده مسئول): mnasiri64@yahoo.com

۱. مقدمه

دستیابی به محیط زیست پاکیزه همراه با رشد اقتصادی و رفاه جامعه یکی از خواسته‌های همیشگی جوامع بشری محسوب می‌شود. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس دلالت بر این دارد که از آنجایی که توسعه‌ی اقتصادی احتمالاً با پیشرفت زیست محیطی سازگار است، رشد اقتصادی می‌تواند قسمتی از راه حل برای مسائل زیست‌محیطی باشد. اجرای یک مطالعه‌ی جداگانه برای یک کشور جداگانه به منظور شناسایی فاکتورهای اصلی که به‌طور دقیق روی شاخص‌های زیست محیطی خاص اثر می‌گذارد مطلوب‌تر است. هر چند، تا همین اواخر، تلاش‌های نسبتا محدودی برای تحقیق شواهد یک رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی در کشورهای مختلف انجام شده است. در نتیجه این مطالعه برای پر کردن این شکاف تلاش می‌کند. تمرکز تجربی تحقیق حاضر روی ارزیابی تاثیرات کوتاه و بلندمدت رشد درآمد روی انتشارات CO2 در ایران است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در طول دهه‌های گذشته، خطرات و آسیب‌های تخریب زیست محیطی بیشتر نمایان شده است. این تخریب ناشی از ترکیب عوامل مختلف از جمله مصرف انرژی، تولید برق از سوخت های فسیلی و رشد اقتصادی است. از سوی دیگر روابط و قوانین حاکم بین رشد و توسعه اقتصادی و تخریب محیط زیست، از مسائل مهم و بسیار پیچیده است.

کوزنتس برای اولین بار، رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی را بصورت منحنی U معکوس مطرح کرد که بعدها بصورت بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و آلودگی زست محیطی مورد بررسی قرار گرفت. این فرضیه به بررسی رابطه میان میزان آلودگی و سطح درآمد سرانه می‌پردازد. در حقیقت پیام این فرضیه روشن است. پیام این است که رشد اقتصادی هم علت آلودگی و هم درمان آن است. بنابراین رسیدن اقتصاد به مرحله رشد غیرمادی بیانگر تبدیل شدن رشد اقتصادی به درمانی برای مشکلات زیست محیطی خواهد بود (ایواتا و همکاران، ۲۰۱۰).

محیط زیست یکی از متغیرهایی است که رابطه نسبتاً محکمی با رشد دارد. تعدادی از مطالعات بیان میکنند که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست از یک منحنی U معکوس پیروی می‌کند. این رابطه U معکوس به منحنی زیست محیطی کوزنتس معروف است. بر این اساس در مراحل اولیه فرآیند صنعتی شدن با توجه به اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط زیست پاک و وجود تکنولوژی پایین، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا افزایش می‌یابد و موجب گسترش انتشار آلودگی می‌شود. در این مرحله با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه های اقتصادی نمی توانند هزینه های کاهش آلودگی را تأمین کنند و در نتیجه آثار زیست محیطی رشد اقتصادی نادیده گرفته میشود. اما در مراحل بعدی فرایند صنعتی شدن پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد سرانه، افزایش درآمد سرانه موجب بهبود کیفیت محیط زیست خواهد شد به طوری که در چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط زیست، تکنولوژی پاک و قوانین و مقررات زیست محیطی مناسب شاخص‌های آلودگی محیط زیست کاهش می‌یابند (لیبی، ۲۰۰۴؛ الدی، ۲۰۰۵).

ماناگی و فوجی (2019)، رابطه بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی در صنایع مختلف را برای دوره 2016-۱۹۷۰ برررسی و تحلیل کیردند. نتایج این مقاله نشان داد که برخی از صنایع مانند کاغذ و چوب دارای روابط U معکوس هستند.

شهباز و همکاران (2018) در مطالعه ای به رابطه بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج حاصل از این مقاله نشان داد که شدت انرژی سبب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای دی اکسید کربن می‌شود، همچنین رابطه علیت دو طرفه بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی وجود دارد.

منحنی ۱. منحنی زیست محیطی کوزنتس

ما و همکاران (2018، رابطه بین انتشار گاز گلخانه ای و رشد اقتصادی را در کشور چین بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که انتشار گاز گلخانه ای چین در ابتدا کمی کاهش یافته و پس از آن در سال ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۲ به سرعت افزایش یافته است.

بخت و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین توسعه مالی/ف انتشار گاز گلخانه‌ای و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که رشد اقتصادی باعث افزایش انتشار گاز گلخانه ای در برخی کشورها مانند عربستان سعودی، قطر، بحرین و عمان می‌شود.

روکا (۲۰۰۸)، فریدل (۲۰۱۰)، لیو (۲۰۱۵)، وینر (۲۰۱۵) رابطه بین سطح درآمد و انواع آلودگی‌ها را بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که منحنی کوزنتس برقرار می‌باشد. به این معنا که با افزایش سطح درآمد، آلودگی‌ها مانند دی‌اکسید کربن، منوکسید کربن، دی اکسید سولفات و ... افزایش می‌یابد و با افزایش بیشتر درآمد سرانه، انتشار انواع آلودگی‌ها در حالت نزولی قرار گرفته و بتدریج کاهش می‌یابند. عالم و دیگران (۲۰۰۵)، آنگ (۲۰۰۸)، تول (۲۰۰۹)، نشان می‌دهند که فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس برای انتشارات CO_2 کشورهای مختلف را در بر نمی‌گیرد. وی نتیجه می‌گیرد که با افزایش رشد اقتصادی، انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی در تمام مراحل توسعه یافتگی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر با توسعه‌یافتگی کشور، انتشار گازهای آلوده‌کننده زیست محیطی بیشتر می‌شود.

۳. روش شناسی

معرفی مدل

برای آزمون فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس، مطالعات تجربی از مدل زیر استفاده کرده‌اند که در آن شاخص زیست محیطی یک تابع درجه ی دوم (غیر خطی) از درآمد است:

$$e_t = \alpha_1 + \beta_1 \gamma_t + \beta_2 y_1^2 + \beta_3 z_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که e_t یک شاخص زیست محیطی است – برای مثال، انتشارات CO_2 در این مقاله؛ Y_t درآمد و فاکتور دیگر تاثیرگذار روی انحطاط زیست محیطی است. برای مثال، Zt در این مطالعه مصرف انرژی و تولید برق از منابع سوختهای فسیلی و غیرفسیلی می‌باشند. همچنین ε_t جمله پسماند یا خطا است.

می توان مدل کلی فوق را به دو مدل جزیی تر تقسیم کنیم.

$$\ln(CO_2)_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + a_2 (\ln Y_t)^2 + a_3 \ln EN_t + a_4 EP + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\ln(CO_2)_t = b_0 + b_1 \ln Y_t + b_2(\ln Y_t)^2 + b_3 \ln EN_t + b_4 NEP + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که LN شکل لگاریتمی طبیعی است، CO_2 سرانه‌ی انتشار دی اکسید کربن است، Y سرانه‌ی GDP واقعی است، EN مصرف انرژی است، EP تولید برق از منابع گرمایی متداول یا منابع سوخت‌های فسیلی است (مثلا ذغال سوز، گاز طبیعی سوز و نفت سوز)، NEP تولید برق از منابع غیرفسیلی (مثلا آب، هیدرولیک و باد، خورشیدی و ...) است. همانگونه که ملاحظه می‌شود اکثر متغیرها در دو مدل یکسان هستند. با این تفاوت که در یک مدل تولید برق از سوخت‌های فسیلی نظیر نفت و گاز آمده است و در مدل دیگر تولید برق از سوخت‌های غیرفسیلی نظیر انرژی آب و باد وارد شده است.

فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس پیش‌بینی می‌کند که ضریب درآمد مثبت است (a_1, b_1>O) و ضریب درآمد به توان دو منفی است ($a_2, b_2 \leq$ O)، به طوری که ما یک رابطه ی U شکل معکوس را مشاهده می‌کنیم. در این حالت است که افزایش درآمد سرانه ابتدا موجب افزایش آلودگی هوا می‌شود و سپس افزایش بعدی درآمد سرانه موجب کاهش در انتشار گاز آلاینده دی اکسید کربن را فراهم می‌کند. انتظار می‌روند که ضریب مصرف انرژی در هر دو مدل یعنی $a_3, b_3 \geq$O باشد چون یک افزایش در مصرف انرژی به یک افزایش در انتشارات گاز آلاینده CO_2 از طریق یک افزایش در مقیاس فعالیت اقتصادی منجر می‌شود. بالاخره، انتظار می‌رود که ضریب تولید برق از سوخت‌های فسیلی یعنی a_4>O باشد زیرا یک افزایش در برق تولید شده توسط منابع گرمایی متداول به افزایش در انتشارات CO_2 گرایش دارد، در حالی که انتظار می‌رود ضریب تولید برق از سوخت‌های غیرفسیلی یعنی $b_4 \leq 0$ باشد زیرا افزایش در استفاده از سوخت‌های غیرفسیلی مانندا انرژی آب، باد، خورشید و سایر انرژی‌های تجدیدپذیر از طریق یک کاهش در سوخت فسیلی، یک کاهش انتشارات گاز آلاینده CO_2 را نتیجه می‌دهد.

در این مقاله ابتدا به بررسی برخی از آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل‌ها می‌پردازیم. منظور از آماره‌های توصیفی، محاسبه میانگین، میانه، بیشترین ارزش و کمترین ارزش می‌باشد. بعد به مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل‌ها را بررسی می‌کنیم. روش‌های مختلفی برای تعیین پایایی متغیرها وجود دارد. از قبیل آزمون دیکی فولر یا آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته، آزمون فیلیپس- پرون، شکست ساختاری پرون و ... در این مقاله از روش دیکی فولر استفاده می‌شود.

سپس ما به چگونگی فرآیند تصریح و تخمین روابط بلندمدت بین متغیرهای خود می‌پردازیم. یکی از روش‌های مناسب برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین متغیرها، رهیافت ARDL است که توسط پسران و شین در سال ۱۹۹۷ ارائه شده است. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم جمعی متغیرها که در رهیافت انگل گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای بلندمدت و کوتاه مدت در مدل را بطور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. بنابراین تخمین‌های روش ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، نااریب و کارا هستند. در نهایت جزء تصحیح خطای حاصله از تخمین رابطه بلندمدت را به عنوان متغیر توضیحی در مدل‌های موجود وارد می‌کنیم. ارتباط نزدیکی بین هم انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد. در ECM از اطلاعات مربوط به داده‌ها به نحو مفیدی برای الگوسازی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود. به همین دلیل با وجود تعابیر مختلفی که از مدل های تصحیح خطا استفاده شده، استفاده از آن‌ها مقبولیت زیادی در اقتصاد سنجی کاربردی پیدا کرده است. در مورد ECM تفسیرهای زیادی وجود دارد اما آخرین و بهترین تفسیر از ECM توسط گرنجر و همکارانش بر اساس تحلیل‌های انباشتگی ارائه شده است.

عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهند. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آنها با وارد کردن

پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند.

داده ها

متغیرهای مورد استفاده در این مقاله، تولید ناخالص داخلی سرانه، مصرف انرژی، تولید برق از منابع گرمایی و انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن می‌باشند. متغیرهای تحقیق به شرح زیر است:

GDP= تولید ناخالص داخلی سرانه یا درآمد سرانه

CO_2 = انتشار گاز دی اکسید کربن (بر حسب واحد در میلیون [1])

EN = مصرف انرژی (بر حسب هر بشکه نفت خام به میلیون ریال)

EP = تولید برق از منابع فسیلی نظیر نفت و گاز طبیعی (بر حسب کیلو وات ساعت)

NEP = تولید برق از منابع غیرفسیلی مانند آب و باد (بر حسب کیلو وات ساعت)

تمامی داده‌های این مطالعه سالانه است و دوره زمانی ۹۶-۱۳۵۰را در بر می‌گیرد. در مورد تولید ناخالص داخلی واقعی یا GDP و جمعیت، داده‌های سری زمانی را از ترازنامه‌های بانک مرکزی و یا از سالنامه‌های آماری می‌توان به راحتی استخراج کرد. برای محاسبه تولید ناخالص داخلی سرانه می‌توان تولید ناخالص داخلی را بر جمعیت تقسیم نمود. همچنین تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۴ محاسبه شده است. برای آلودگی هوا از داده‌های نشر دی اکسید کربن که توسط ترازنامه انرژی ایران معرفی شده، استفاده شده است. برای داده‌های تولید برق و مصرف انرژی نیز از داده‌های ترازنامه انرژی ایران استفاده می‌شود. ضمنا تمامی متغیرها به استثنای داده‌های تولید برق بر حسب لگاریتم هستند. داده‌های درآمد، انتشار دی‌اکسید کربن و مصرف انرژی سرانه و داده‌های تولید برق از منابع سوخت‌های فسیلی و غیرفسیلی بر حسب درصد هستند.

۴. تخمین مدل

قبل از انجام آزمون‌های مربوط به آماره استنباطی، جدول مربوط به برخی از آماره‌های توصیفی را بررسی می‌نماییم.

جدول (۱)- آماره های توصیفی مربوط به متغیرهای مدل

نام متغیر	میانگین	میانه	بیشترین ارزش	کمترین ارزش
LY	۷٫۷۶۰	۷٫۷۲۶	۸٫۱۰۶	۷٫۳٦٤
LEN	۷٫۲۳٦	۷٫۱۹۸	۷٫۹۷	٦٫۲۹۱
LCO2	۱۲٫۳۸	۱۲٫۳۳	۱۳٫۳۷	۱۱٫۵۳
EP	۸۵٫٦۹	۸۷٫۱۰	۹۷٫۵۷	٦۳٫۰٦
NEP	۰٫۰۵٤	۰٫۰۵۲	۰٫۱۰۲	۰٫۰۱۷

منبع: یافته های تحقیق

در ادامه بحث، پس از بررسی پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل به تشریح چگونگی فرآیند تصریح و تخمین روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم.

آزمون پایایی

هنگامی که یک رگرسیون سری زمانی با وجود متغیرهای ناپایا برآورده می‌شود همواره این احتمال وجود دارد که رگرسیون بدست آمده کاذب باشد. ابتدا برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون ریشه واحد انجام می‌گیرد. نتایج نهایی آزمون در جداول به ترتیب برای سطح داده‌ها و تفاضل مرتبه اول داده‌ها آمده است.

لازم به ذکر است که آزمون انجام گرفته همراه با فروض مختلف در مورد جمله ثابت و روند در داده‌ها می‌باشد.

همانطور که از جدول فوق مشاهده می‌گردد، فرض ناپایا بودن برای همه متغیرها در سطح مورد پذیرش واقع می‌شود. به همین دلیل به سراغ بررسی پایایی تفاضل مرتبه اول متغیرها می‌رویم.

جدول (۲)- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر بر روی سطح داده‌ها

متغیر	مقدار آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	نوع آزمون	نتیجه آزمون
LY	-۱٫۷۲	-۲٫۹۳	با عرض از مبدا و روند	ناپایا
LEN	-۱٫۸۳	-۲٫۹۳	با عرض از مبدا و روند	ناپایا
LCO_2	-۰٫۵٤	-۲٫۹٤	با عرض از مبدا و روند	ناپایا
EP	-۱٫۸۰	-۲٫۹۳	با عرض از مبدا و روند	ناپایا
NEP	-۰٫۵۲	-۳٫۱۷	با عرض از مبدا و روند	ناپایا

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳)- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر را بر روی تفاضل مرتبه اول داده‌ها

متغیر	مقدار آماره محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪	نوع آزمون	نتیجه آزمون
ΔLY	-۳٫۷٤	-۲٫۹۳	-۲٫٦۰	با عرض از مبدا	H0 رد می‌شود
ΔLEN	-۸٫۱۹	-۲٫۹۳	-۲٫٦۰	با عرض از مبدا	H0 رد می‌شود
ΔLCO_2	-۵٫۳۵	-۲٫۹۳	-۲٫٦۰	با عرض از مبدا	H0 رد می‌شود
ΔEP	-۵٫٤٤	-۲٫۹۳	-۲٫٦۰	با عرض از مبدا	H0 رد می‌شود
ΔNEP	-۲٫۸۱	-۱٫۹۸	-۱٫٦۰	با عرض از مبدا و روند	H0 رد می‌شود

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که از جدول فوق مشاهده می‌گردد، فرض پایا بودن برای همه متغیرها در سطح مورد پذیرش واقع می‌شود. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد، هر پنج سری داده‌ها، نامانا و دارای یک ریشه واحد هستند. لذا می‌توان از روش فوق استفاده کرد.

یکی از روش‌های مناسب برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، رهیافت ARDL است که توسط پسران و شین در سال ۱۹۹۷ ارائه شده است. مدل ARDL(p,q1,q2,….qk) به صورت زیر است.

گام اول- ابتدا معادلات را بصورت زیر می‌نویسیم.

مدل اول:

$$\Delta \ln(CO_2)_t = a_0 + \sum_{k=1}^{p} a_1 \Delta \ln(CO_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} a_2 \Delta \ln Y_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} a_3 \Delta(\ln Y_{t-k})^2 + \sum_{k=0}^{p} a_4 \Delta \quad EP_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} a_5 Ln\ EN +$$

$$\alpha_1 \ln(CO_2)_{t-1} + \alpha_2 \ln Y_{t-1} + \alpha_3 (\ln Y_{t-1})^2 + \alpha_4 \quad EP_{t-1} + \alpha_5 Ln\ EN + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

مدل دوم:

$$\Delta \ln(CO_2)_t = b_0 + \sum_{k=1}^{p} b_1 \Delta \ln(CO_2)_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} b_2 \Delta \ln Y_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} b_3 \Delta(\ln Y_{t-k})^2 + \sum_{k=0}^{p} b_4 \Delta \quad NEP_{t-k} + \sum_{k=}^{p} b_5 Ln\ EN +$$

$$\beta_1 \ln(CO_2)_{t-1} + \beta_2 \ln Y_{t-1} + \beta_3 (\ln Y_{t-1})^2 + \beta_4 \quad NEP_{t-1} + \beta_5 Ln\ EN + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که Δ اولین عامل تفاوت است و P طول فاصله شکاف است.

گام دوم- از طریق یکی از معیارهای تعیین وقفه تعداد وقفه‌های متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تعیین می‌شود. برای تعیین طول وقفه سه روش وجود دارد.

معیار اطلاعاتی آکایک، معیار شوارتز بیزین، معیار حنان کوئین. از آنجاییکه معیار شوارتز بیزین در تعیین مقدار وقفه ها صرفه جویی می‌کند ما از این معیار برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده می‌کنیم. جدول زیر خلاصه طول وقفه بهینه برای متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را نشان می‌دهد. نکته مهم اینست که حداکثر طول وقفه نه درنظرگرفته شده است.

بنابراین هر دو مدل بصورت ARDL(1,2,2,0,0) در می‌آیند. مدل را با طول وقفه های تعیین شده برآورد می‌کنیم. نتایج بصورت جداول زیر بدست می‌آید:

جدول (۴) - تعیین طول وقفه بهینه

متغیر	طول وقفه بهینه
LCO2	۱
LY	۲
LYY	۲
LEN	۰
EP	۰
NEP	۰

منبع: یافته‌های مطالعه

جدول (۵) - نتایج برآورد مدل اول پویای کوتاه‌مدت ARDL(1,2,2,0,0)

متغیر	توضیح متغیر	ضریب	p-value
LCO2(-1)	لگاریتم دی اکسید کربن با یک وقفه زمان	۰٫۶۹	۰٫۰۰
LY	لگاریتم درآمد سرانه	۰٫۹۸	۰٫۰۱
LY(-1)	لگاریتم درآمد سرانه با یک وقفه	-۰٫۷۰	۰٫۳۳
LY(-2)	لگاریتم درآمد سرانه با دو وقفه	۰٫۱۹	۰٫۴۶
LYY	مجذور لگاریتم درآمد سرانه	۰٫۰۱	۰٫۰۵
LYY(-1)	مجذور لگاریتم درآمد سرانه با یک وقفه	-۰٫۵۹	۰٫۳۵
LYY(-2)	مجذور لگاریتم درآمد سرانه با دو وقفه	۰٫۳۴	۰٫۰۴
LEN	لگاریتم مصرف انرژی	۰٫۲۳	۰٫۰۴
EP	تولید برق از منابع فسیلی	۰٫۰۰۶	۰٫۱۶

منبع: یافته‌های مطالعه

جدول(۶) - نتایج برآورد مدل دوم پویای کوتاه مدت ARDL(1,2,2,0,0)

متغیر	توضیح متغیر	ضریب	P-Value
LCO2(-1)	لگاریتم دی اکسید کربن با یک وقفه زمان	۰٫۴۸	۰٫۰۱
LY	لگاریتم درآمد سرانه	۲٫۸۸	۰٫۰۲
LY(-1)	لگاریتم درآمد سرانه با یک وقفه	۱۵٫۱۷	۰٫۳۱
LY(-2)	لگاریتم درآمد سرانه با دو وقفه	-۱۴٫۲۶	۰٫۰۸
LYY	مجذور لگاریتم درآمد سرانه	-۱٫۸۳	۰٫۰۲
LYY(-1)	مجذور لگاریتم درآمد سرانه با یک وقفه	-۰٫۹۱	۰٫۳۳
LYY(-2)	مجذور لگاریتم درآمد سرانه با دو وقفه	۰٫۸۸	۰٫۰۸
LEN	لگاریتم مصرف انرژی	۰٫۸۰	۰٫۰۲
EP	تولید برق از منابع غیرفسیلی	-۱٫۶۷	۰٫۰۴

منبع: یافته‌های مطالعه

گام سوم- پس از برآورد مدل با تعداد وقفه‌های بهینه، اکنون ضرایب بلندمدت را از مجموع ضرایب کوتاه‌مدت تقسیم بر یک منهای مجموع ضرایب متغیر وابسته با وقفه بدست می‌آوریم. به عنوان مثال، اگر ضرایب با وقفه متغیر وابسته را با a_K نشان دهیم، می‌توان ضرایب کوتاه‌مدت را بر یک منهای $\sum a_K$ تقسیم کنیم و ضرایب بلندمدت را بدست آوریم.

جدول (۷)- نتایج حاصله از براورد بلندمدت مدل اول ARDL(1,2,2,0,0)

متغیر	توضیح متغیر	ضریب
LY	درآمد سرانه	۱٫۵۵
LYY	توان دوم درآمد سرانه	-۰٫۷۹
LEN	مصرف انرژی	۰٫۷۷
EP	تولید برق از سوخت‌های فسیلی	۰٫۰۲۲

منبع: یافته‌های مطالعه

جدول(۸)- نتایج حاصله از براورد بلندمدت مدل دوم ARDL(1,2,2,0,0)

متغیر	توضیح متغیر	ضریب
LY	درآمد سرانه	۷٫۳۰
LYY	توان دوم درآمد سرانه	-۳٫۶۰
LEN	مصرف انرژی	۱٫۵۲
NEP	تولید برق از سوخت‌های غیرفسیلی	-۳٫۲۳

منبع: یافته‌های مطالعه

نتایج تخمین ضرایب برای مدل اول و دوم نشان می‌دهد که متغیرها در سطح ۵٪ معنادار و دارای علائم مورد انتظار هستند. تمایل اصلی ما بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین انتشارات CO_2 و درآمد است. ضرایب تخمین زده شده‌ی درآمد یعنی LnYt و درآمد به توان دو یعنی $(LnYt)^2$ در هر دو مورد به ترتیب مثبت و منفی یافت می‌شوند، که وجود فرضیه‌ی کوزنتس را تأیید می‌کند. این بدان معناست که ابتدا با افزایش درآمد سرانه، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد سپس افزایش بیشتر درآمد سرانه موجب کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن می‌شود.

تفسیر مدل اول

ضرایب درآمد و درآمد بتوان دو به ترتیب ۱٫۵۵ و ۰٫۷۹- هستند که نشان می‌دهد که افزایش ۱٪ در درآمد سرانه، انتشار CO_2 را ۱٫۵۵٪ افزایش می‌دهد، در حالی که بعد از یک نقطه، افزایش بیشتر درآمد، انتشار CO2 درآمد را ۰٫۷۹٪ کاهش می‌دهد. ضرایب استخراج شده، فرضیه زیست محیطی کوزنتس را تایید می‌کنند. ضریب مصرف انرژی در این مدل برابر ۰٫۷۷ می‌باشد. این ضریب مثبت نشان می‌دهد که ۱٪ افزایش در مصرف انرژی، انتشار گاز آلاینده دی‌اکسید کربن را به میزان ۰٫۷۷٪ افزایش می‌دهد. همچنین ضریب در مورد برق تولید شده از منابع گرمایی متداول (سوخت فسیلی) جالب هست. این ضریب برابر ۰٫۰۲۲ می‌باشد. ضریب مثبت انرژی سوخت فسیلی در مورد انتشارات CO_2 اشاره می‌کند که ۱٪ افزایش در تولید برق از منابع گرمایی متداول (مثلا ذغال، گاز طبیعی و نفت) به بدتر کردن کیفیت زیست محیطی (هر چند اندک) در بلندمدت گرایش دارد.

تفسیر مدل دوم

ضرایب درآمد و درآمد بتوان دو به ترتیب ۷٫۳۰ و ۳٫۶۰- هستند که نشان می‌دهد که افزایش ۱٪ در درآمد سرانه، انتشار CO_2 را ۷٫۳٪ افزایش می‌دهد، در حالی که بعد از یک نقطه، افزایش بیشتر درآمد، انتشار CO_2 درآمد را ۳٫۶۰٪ کاهش می‌دهد. ضرایب استخراج شده، فرضیه زیست محیطی کوزنتس را تایید می‌کنند. ضریب مصرف انرژی در این مدل برابر ۱٫۵۲ می‌باشد. این ضریب مثبت نشان می‌دهد که ۱٪ افزایش در مصرف انرژی، انتشار گاز آلاینده دی اکسید کربن را به میزان ۱٫۵۲٪ افزایش می‌دهد.

همچنین ضریب در مورد برق تولید شده از منابع گرمایی جدید (سوخت غیرفسیلی) جالب هستند. این ضریب برابر ۳٫۲۳-می‌باشد. ضریب منفی انرژی سوخت فسیلی در مورد انتشارات CO_2 اشاره می‌کند که ۱٪ افزایش در تولید برق از منابع گرمایی تجدیدپذیر (مثلا آب، باد، انرژی خورشید) به بهترکردن کیفیت زیست محیطی در بلند مدت گرایش دارد.

گام چهارم- گام قبلی زمانی معنادار است که رابطه قبلی معنادار باشد. لذا برای نشان دادن رابطه بلندمدت، باید ریشه‌های مشخصه بخش اتورگرسیو مدل (یعنی مجموع ضرایب متغیر وابسته)، درون دایره واحد باشد. بنا بر اثبات ساموئلسون می‌توان این پدیده را بصورت مجموع ضرایب بخش اتورگرسیو ($\sum a_K$) کرد. برای انجام این آزمون از آماره t استفاده می‌شود. این آماره به شکل زیر محاسبه می‌شود:

آماره t را برای هر دو مدل با استفاده از ضریب بخش اتورگرسیو متغیر وابسته بدست می‌آوریم. آماره t فوق را پس از محاسبه با آماره t جدول بنرجی، دولادو و میتزر مقایسه کرد. اگر $|t|$ محاسبه شده بزگتر از $|t|$ جدول باشد، فرض وجود رابطه بلندمدت تایید می‌شود.

$$t = \frac{0.6914 - 1}{0.06} = -5.14$$

$$t = \frac{0.4808 - 1}{0.1} = -5.19$$

آماره t فوق را پس از محاسبه با آماره t جدول بنرجی، دولادو و میتزر (۳,۱۹۲-) مقایسه کرد. چون $|t|$ محاسبه شده بزگتر از $|t|$جدول می‌باشد، بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و این دال بر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق است.

گام پنجم-اگر قرار باشد یک تعادل بلندمدت وجود داشته باشد حتما باید یک مکانیزم حرکت از عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت بلندمدت وجود داشته باشد. به بیان ساده‌تر اگر پدیده همجمع بستگی یا رابطه بلندمدت وجود داشته باشد حتما باید یک مدل تصحیح خطا[۲] که در واقع فرآیند حرکت از کوتاه‌مدت به بلندمدت را نشان می‌دهد، وجود داشته باشد.

مدل تصحیح خطا

ارتباط نزدیکی بین هم انباشتگی و مدل‌های تصحیح خطا وجود دارد. در ECM از اطلاعات مربوط به داده‌ها به نحو مفیدی برای الگوسازی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود. به همین دلیل با وجود تعابیر مختلفی که از مدل‌های تصحیح خطا استفاده شده، استفاده از آنها مقبولیت زیادی در اقتصادسنجی کاربردی پیدا کرده است. در مورد ECM تفسیرهای زیادی وجود دارد اما آخرین و بهترین تفسیر از ECM توسط گرنجر و همکارانش بر اساس تحلیل‌های انباشتگی ارائه شده است.

این مدل شامل دو مرحله است:

$$t = \frac{\sum a_K - 1}{S(\sum a_K)} \qquad (۶)$$

مرحله اول: برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است که در قسمت قبل انجام شد.

مرحله دوم: وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه کوتاه‌مدت زیر برآورد می‌گردد:

$$\Delta Y = \alpha + \beta \Delta X_t + \mu U_{t-1} \qquad (۷)$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب μ در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد) نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب(μ) نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

حال با استفاده از پسماندهای حاصل از رابطه بلندمدت می‌توان مدل تصحیح خطا را بصورت زیر نوشت:

$$\Delta \ln(CO_2)_t = \mu Ut - 1 + a_1 \Delta \ln Y_{t-1} + a_2 \Delta(\ln Y_{t-1})^2 + a_3 \Delta \ln EN_{t-1} + a_4(\Delta EP) + e$$

$$\Delta \ln(CO_2)_t = \mu Ut - 1 + a_1 \Delta \ln Y_{t-1} + a_2 \Delta(\ln Y_{t-1})^2 + a_3 \Delta \ln EN_{t-1} + a_4(\Delta NEP) + e \qquad (۸)$$

نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا با استفاده از روش OLS بصورت زیر درآمده است.

با توجه به جدول فوق ملاحظه می‌گردد که ضریب جمله تصحیح خطای براورد شده معنی‌دار بوده و علامت آن قابل پیش‌بینی (منفی) است. مقدار این ضریب برابر

۰٫۱- برآورد شده است و می‌توان چنین استنباط کرد که در هر سال ۰٫۱ از عدم تعادل یک دوره در مدل در دوره بعد تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر سیاست‌های زیست محیطی در قالب کنترل دی اکسید کربن حدود ۱۰ سال طول می‌کشد تا اثر کامل خود را بر اقتصاد ایران آشکار سازد. بنابراین تعدیل به سمت تعادل هر چند با سرعت کم صورت می‌گیرد.

جدول (۹)- نتایج حاصله از تخمین مدل تصحیح خطای مدل اول

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	انحراف معیار
ΔLY	+۰٫۱۳۱	۲٫۶۶	۰٫۰۴۹
ΔLYY	-۰٫۰۹	-۴٫۷۲	۰٫۰۱۹
ΔLEN	+۰٫۰۴۷	۲٫۵	۰٫۰۱۸۸
ΔEP	+۰٫۰۶۱	۳٫۱۴	۰٫۰۱۹۴
U_{t-1}	-۰٫۱	-۲٫۳۵	۰٫۰۴۲

منبع: یافته‌های مطالعه

جدول(۱۰)- نتایج حاصله از تخمین مدل تصحیح خطای مدل دوم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	انحراف معیار
ΔLY	+۰٫۱۵۵	۲٫۵	۰٫۰۶۲
ΔLYY	-۰٫۰۰۹	-۳٫۷۲	۰٫۰۰۲
ΔLEN	+۰٫۰۸۷	۱٫۹	۰٫۰۴۵
ΔNEP	+۰٫۰۲۱	۲٫۹۴	۰٫۰۰۷
U_{t-1}	-۰٫۱۱	-۲٫۵۵	۰٫۰۴۳

منبع: یافته‌های مطالعه

با توجه به جدول فوق ملاحظه می‌گردد که ضریب جمله تصحیح خطای براورد شده معنی‌دار بوده و علامت آن قابل پیش‌بینی (منفی) است. مقدار این ضریب برابر ۰٫۱۱- برآورد شده است و می‌توان چنین استنباط کرد که در هر سال ۰٫۱۱ از عدم تعادل یک دوره در مدل در دوره بعد تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر سیاست‌های زیست محیطی در قالب کنترل دی اکسید کربن حدود ۹ سال طول می‌کشد تا اثر کامل خود را بر اقتصاد ایران آشکار سازد. بنابراین تعدیل به سمت تعادل هر چند با سرعت کم صورت می‌گیرد.

۵. آزمون های رگرسیونی

آزمون تشخیصی

برای هر یک از مدل های فوق، اعتبار رگرسیون، ضریب تعیین، آزمون های نرمال بودن، خودهمبستگی و نابرابری واریانس جملات پسماند را انجام می‌دهیم.

آزمون‌های ثبات و پایداری

آزمون‌های ثبات برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این مطالعه، برای آزمون ثبات مدل از آماره CUSUM و CUSUM-SQ استفاده می‌شود. نتایج در نمودارهای زیر نشان داده می‌شوند. در این نمودارها، اگر نمودار آماری یکی از خط‌های طرفین را در سطح ۵٪ قطع نماید، مدل با ثبات نخواهد بود.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بین رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی رابطه کوزنتس بر قرار می‌باشد. این بدان معناست که در مراحل اولیه رشد اقتصادی کشور، با افزایش درآمد سرانه، میزان انتشار گاز آلوده‌کننده دی‌اکسید کربن افزایش می‌یابد. اما با بهبود رشد و توسعه اقتصادی، افزایش درآمد سرانه به کاهش انتشار گاز آلاینده دی اکسید کربن منجر می‌شود. همانگونه که در اکثر مطالعات تجربی این رابطه بدست آمده است.

ضریب مصرف انرژی در هر دو مدل مثبت بدست آمد. این ضریب مثبت به این معنی است که گسترش مصرف انرژی موجب افزایش انتشار گازهای آلاینده شده (از جمله گاز دی‌اکسیدکربن) و در نتیجه آلودگی محیط زیست را تشدید می‌کند.

جدول(۱۱)-آزمون های تشخیصی مربوط به مدل اول

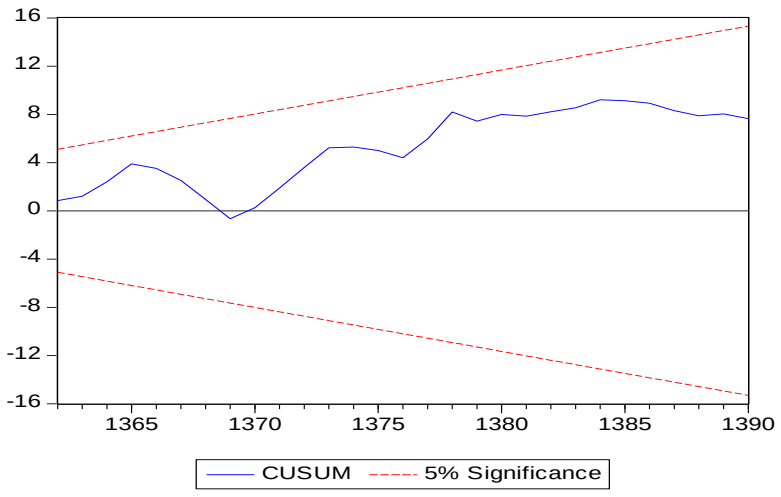
آزمون های انجام شده	آماره	آماره محاسباتی (احتمال)	وضعیت
معنی داری کل تابع	F	۲٤٦/٤۹ (۰/۰۰)	معنی دار
ضریب تعیین	R^2	۰/۹۸۷	
ضریب تعیین تعدیل شده	R^2	۰/۹۸۳	
خودهمبستگی جملات پسماند	LM	۰/۲۵۵ (۰/٦۱۷۵)	عدم خودهمبستگی
نرمال بودن جملات پسماند	J-B	۰/٦۳۵ (۰/۷۲۷۸)	نرمال
نابرابری واریانس	ARCH	۱/۷۲ (۰/۱۹۷۷)	واریانس همسانی

منبع: یافته های مطالعه

جدول(۱۲)-آزمون های تشخیصی مربوط به مدل دوم

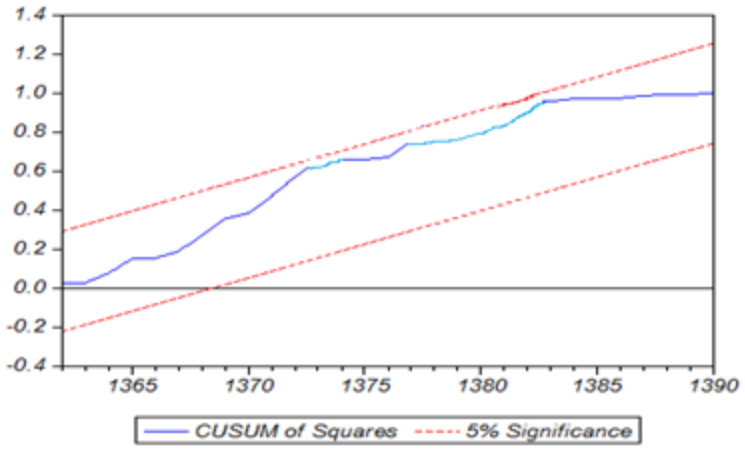
آزمون های انجام شده	آماره	آماره محاسباتی (احتمال)	وضعیت
معنی داری کل تابع	F	۱۱٦۸ (۰/۰۰۰)	معنی دار
ضریب تعیین	R^2	۰/۹۹	
ضریب تعیین تعدیل شده	R^2	۰/۹۸	
خودهمبستگی جملات پسماند	LM	٤/۲۳۵ (۰/۲۸۸۰)	عدم خودهمبستگی
نرمال بودن جملات پسماند	J-B	۰/٦۲۷ (۰/۷۳۰۷)	نرمال
نابرابری واریانس	ARCH	۰/۰۰ (۰/۹۷۷۷)	واریانس همسانی

نمودار(۱)- مجموع تجمعی باقیمانده تکراری (CUSUM) برای مدل اول



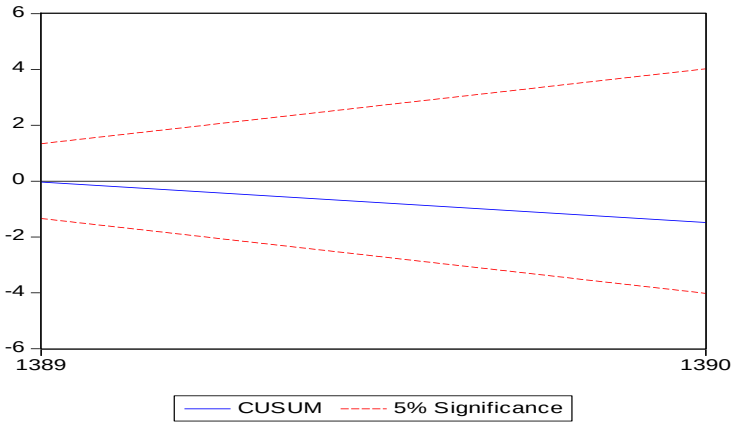
منبع: یافته های مطالعه

نمودار(۲)-مجموع مجذور تجمعی باقیمانده تکراری (CUSUM-SQ) برای مدل اول



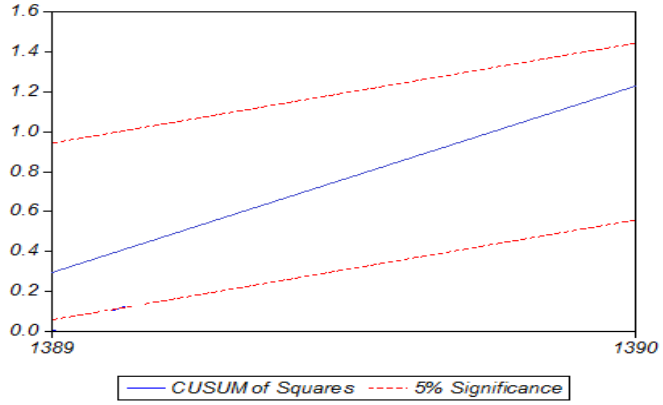
منبع: یافته های مطالعه

نمودار (۳)- مربوط به مجموع تجمعی باقیمانده تکراری (CUSUM) برای مدل دوم



منبع: یافته های مطالعه

نمودار (٤)- مربوط به مجموع مجذور تجمعی باقیمانده تکراری (CUSUM) برای مدل دوم



منبع: یافته های مطالعه

همانگونه که از نمودارهای فوق پیداست، مدل‌های مورد استفاده باثبات هستند.

۶. نتایج تحقیق

همچنین ضریب تولید برق از سوخت‌های فسیلی (نظیر زغال، نفت و گاز طبیعی) در هر دو مدل مثبت بدست آمد. این ضرایب مثبت به این معنی است که گسترش تولید برق از سوخت‌های فسیلی موجب افزایش انتشار گازهای آلاینده شده (از جمله گاز دی اکسید کربن) و در نتیجه آلودگی محیط زیست را تشدید می‌کند.

سرانجام ضریب تولید برق از سوخت‌های غیرفسیلی (نظیر آب، باد و ...) در هر دو مدل منفی بدست آمد. این ضرایب منفی به این معنی است که گسترش تولید برق از سوخت های غیرفسیلی موجب کاهش انتشار گازهای آلاینده شده (از جمله گاز دی اکسید کربن) و در نتیجه آلودگی محیط زیست را کمتر می‌کند.

۷. ارائه پیشنهادات سیاستی

در اینجا سیاست‌هایی راهبردی برای مقابله با آلودگی هوا و تخریب محیط زیست ارائه می‌کنیم:

با توجه به اثرگذاری مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب مورد بررسی، توجه به مصرف انرژی عامل مهمی در تضمین رشد پرشتاب و مستمر اقتصادی است. به منظور کاهش انتشار دی اکسید کربن ضرورتی ندارد مصرف انرژی کاهش یابد زیرا این امر منجر به افت تولید ناخالص داخلی می‌شود بلکه بهتر است سوخت‌های پاک و سبز را جایگزین سوخت‌های فسیلی و غیرقابل تجدید کرد تا از این طریق دو هدف تداوم رشد اقتصادی و کاهش دی اکسید کربن تحقق یابد .بنابراین تحقیق و سرمایه‌گذاری در انرژی پاک باید بخش جدایی ناپذیر فرایند کنترل انتشار کربن باشد. برای مثال می‌توان از انرژی خورشیدی به عنوان جایگزین انرژی فسیلی استفاده کنند.

با توجه به روند افزایشی انتشار سرانه دی اکسید کربن در کشورهای مورد بررسی لازم است سیاست‌های زیست محیطی جدیدی اتخاذ شود تا به این ترتیب تخریب محیطزیست کاهش یابد. بر اساس مدل ارائه شده در این مطالعه، افزایش تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی سبب افزایش آلودگی به واسطه افزایش انتشار دی اکسید کربن میشود. از این رو اگر برای کاهش آلودگی از طریق کاهش تولید ناخالص داخلی اقدام شود منجر به کاهش سطح سرمایه گذاری و اشتغال میشود که کاهش سطح اشتغال به مشکل بیکاری در کشور دامن می زند. اما می توان به واسطه بهبود کارایی مصرف انرژی در واحدهای تولیدی در داخل کشور، میزان مصرف انرژی را کاهش داد و از این طریق به کاهش آلودگی کمک کرد.

با توجه به اینکه آلودگی های زیست محیطی با آثار جانبی منفی بر رفاه جامعه همراه است، در این مطالعه تلاش گردیداز متغیر رشد اقتصادی به عنوان نماینده‌ای از رفاه اقتصادی جامعه استفاده شود و همان طور که در این مطالعه مشاهده شد اثر منفی آلودگی محیط زیست ناشی از گاز دی اکسید کربن بر رشد اقتصادی تأیید شد به این دلیل که هرچند اثرات آلودگی به طور مستقیم در محاسبه تولید ناخالص داخلی لحاظ نمی شود اما به طور غیرمستقیم در آن منعکس شده است که پیشنهاد می شود برای دستیابی به ارتباط دقیق تر میان این دو مؤلفه اثرات جانبی در محاسبه تولید ناخالص داخلی لحاظ شود. همچنین از طریق ابزارهای اقتصادی همچون وضع مالیات بر آلاینده های محیطی می توان زمینه مناسبی را برای دستیابی به رشد اقتصادی پایدار در این کشورها فراهم کرد، هرچند اجرای این سیاست ها نیازمند زیرساخت ها و قوانین لازم می باشد.

منابع و مآخذ

احدی،م. ۱۳۹۲. تحلیلی بر انتشار گازهای گلخانه ای از زیربخش های مختلف کشور. مرکز تحقیقات زیست محیطی سازمان حفاظت محیط زیست.

تقدسیان، ح، س. میناپور. ۱۳۹۲. تغییر آب و هوا، انچه باید بدانیم. تهران: انتشارات مرکز تحقیقات زیست محیطی سازمان حفاظت محیط زیست.

دهقانیان، س.، ع. کوچکی و ع. کلاهی اهری. ۱۳۹۴. اقتصاد محیط‌زیست. مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

سیف، ع. ۱۳۹۵. نقش مکانیزم پسخوراند گازهای گلخانه‌ای در تغییرات اقلیمی. نهمین سمینار ژئوفیزیک ایران، تهران: دانشگاه تهران.

عبدلی، ع. ۱۳۹۶. برآورد میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای درایران. نخستین همایش ملی انرژی ایران، تهران.

Aldy, J. E. 2005. An environmental kuznets curve analysis of U.S. state level carbon dioxide emission. Environment & Development, 14, 48-72.

Bekhet H, Matar A. and Yasmin T. 2017. “CO2 emission, energy consumption, economic growth, and financial development in GCC countries: Dynamic simultaneous equation models”, Renewable and Sustainable Energy Reviews, 70, 117 – 132.

Carlsson, F. and S., Lundstrom .2019. Political and economic Freedom and the environment: The case of co2 emission. Working Paper in Economic, Department of economics, Sweden: Goteberg University. No. 29.

Friedl, B. and M., Getzner. 2018. Determinants of emission in a small open economy. Ecological Economics, Vol. 45, pp. 133-148.

Iwata, H., Okada, K., and Samreth, S. 2010. Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO2 in France: The role of nuclear energy. Energy Policy, 38(8), pp. 4057-4063.

Kuznets, P. and P., Simon. 2015. Economic growth and income inequality. American Economic Review, 7: 45-55.

Lieb, C. M. 2004. The enviromental kuznets curve and flow versus stock pollution: the neglect of future damages. Enviromental and Resource Economics. 29, pp. 483-506.

Lindmark, M. 2018. An EKC-pattern in historical perspective: carbon dioxide emission, technology, fuel prices and growth in Sweden. Ecological Economics, 42: 333-347

Ma, J.F., Yang, F., Mahida, S.N., Zhao, L., Chen, X., Zhang, M.L., un, Z., Yao, Y., Zhang, Y.X., Zhang, G.Y., Dong, J., Feng, M.J., Zhang, R., Sun, J., Li, S., Wang, Q.S., Cao, H., Benjamin, E.J., Ellinor, P.T., Li, Y.G. & Tian, X.L. 2018, "TBX5 mutations contribute to early-onset atrialfibrillation in Chiese and Caucasians” Cardiovascular Research, 109 (3), 442-50

Managi S, Fujii H & Kaneko S. 2019. “Decomposition analysis of air pollution abatement in China: an empirical study for ten industrial sectors from 1998 to 2016”, Journal of Cleaner Production, 59, 22 -31.

Pesaran, M.H. and B., Pesaran. 2017. Working with Microfit 4: An introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.

Roca, J. et al .2019. Economic growth and atmospheric pollution in spania: discussion the environmental Kuznets Curve hypothesis. Ecological Economics, 39: 85-99.

Shahbaz, M., Lean, H.H. and Shabbir, M.S. 2018. “Environmental Kuznets curve hypothesis in Pakistan: cointegration and Granger causality”. Renew Sustain Energy Rev, 16 (29), 47–53.

Stern, D. I., M. S., Common and E. B., Barbier .2016. Economic growth and environmental Kuznets Curve and sustainable development. World Dev. 24: 1151-1160.

Investigating the Relationship between Iran's Economic Growth and Environment with ARDL Approach

Maryam Ebrahimi[1], Majid Nasiri[*2]

Abstract

In the process of moving towards sustainable development, it is necessary to study the environmental damage caused by the energy sector and its appropriate solutions. In this study, the relationship between air pollution emissions (measured by per capita CO_2 emissions) with per capita income, energy consumption and electricity generation from fossil and non-fossil fuels in Iran by ARDL method in the period 1971-2018 has been investigated. The results of this paper show that there is an environmental relationship between economic growth and environmental pollution in Kuznets. This means that in the early stages of the country's economic growth, with the increase in per capita income, the amount of CO_2 emissions increases. But as economic growth and development improve, per capita incomes will reduce carbon dioxide emissions. Energy consumption coefficient was obtained positive in both models. Also, electricity generation coefficient from fossil fuels (such as coal, oil and natural gas) was positive and finally electricity generation coefficient from non-fossil fuels (such as water and wind) was negative.

Keywords: Government Size, Construction Expenditure, Consumption Expenditure, Economic Growth, Kuznets Environmental Relationship

[1] Part Per Million
[2] Error Correction Model (ECM)

[1] Faculty member of Banking Higher Education Institute, Tehran, Iran. Maryam.ebrahimi2000@gmail.com
[2] Assistant Professor, Department of Management, Islamic Azad University, Aliabad Katoul Branch, Aliabad Katoul, Iran. (Corresponding Author): mnasiri64@yahoo.com