نابرابری درآمد و کیفیت محیط‌زیست: مطالعه موردی ایران

محسن ابراهیمی
دانشیار اقتصاد دانشگاه خوارزمی تهران (نویسنده مسئول)
Ebrahimimo@yahoo.com

مجید بابائی آغ اسمعیلی
کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
babayi_majid1367@yahoo.com

وحید کفیلی
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز
Ayhan_vahid01@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۱/۲۱

چکیده

مطالعات اولیه پیرامون منحنی کوزنتس، بر یک مدل ساده (آلودگی تابعی از سطح توسعه) متکی بودند. طبق مطالعات جدید، عوامل دیگری به‌غیر از درآمد بر میزان آلودگی زیست‌محیطی اثر دارند. یکی از متغیرهای اقتصادی که در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته، توزیع درآمد است. در این تحقیق در قالب داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران (۱۳۵۷تا ۱۳۹۱) به بررسی تأثیر توزیع درآمد بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن پرداخته شده است. از ضریب جینی مناطق شهری و نسبت درآمد ۱۰درصد ثروتمندترین به ۱۰درصد فقیرترین افراد مناطق شهری به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد استفاده شده است. با توجه به ویژگی‌های پایایی متغیرها، از روش ARDL برای برآورد معادلات رگرسیونی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که با بهبود توزیع درآمد، میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن کاهش می‌یابد. به عبارتی، بهبود توزیع درآمد ضمن اثرات مثبت اقتصادی و اجتماعی که بسیاری از مطالعات برشمرده‌اند، باعث بهبود کیفیت محیط‌زیست خواهد شد. گسترش شهرنشینی و مصرف سرانه انرژی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار سرانه دی‌اکسید کربن دارد. همچنین در کوتاه-مدت و بلندمدت درآمد سرانه هیچ تأثیری بر انتشار سرانه گاز CO_2 در کشور ندارد.

طبقه‌بندی JEL: C22 ،Q56 ،D31

کلید واژه‌ها: نابرابری درآمد، کیفیت محیط‌زیست، ARDL.

۱. مقدمه

پایداری رشد و توسعه بی‌شک نیازمند محیط‌زیستی سالم است. توسعه حال، به قیمت نابودی محیط‌زیست، سهم آیندگان از زندگی سالم و مرفه را کاهش خواهد داد. در روند حرکت جهانی به‌سوی توسعه پایدار، توجه به آسیب‌های محیط زیستی ناشی از بخش انرژی امری ضروری محسوب می‌شود(پژویان و تبریزیان، ۱۳۸۹). در ادبیات اقتصاد محیط‌زیست، منحنی کوزنتس نقش مهمی را در تبیین رابطه توسعه و کیفیت محیط‌زیست دارد. مطالعات اولیه در آزمون منحنی کوزنتس، بر یک مدل ساده متکی بودند(بائک و گویساه،[1] ۲۰۱۳) که در آن نحوه همراهی[2]دو متغیر تولید سرانه و آلودگی زیست‌محیطی در نظر گرفته می‌شود اما ارتباطات[3]بین این دو متغیر مورد غفلت قرار گرفته است(توراس و بویسی،[4] ۱۹۹۸). گروسمن و کروگر[5](۱۹۹۵) این ارتباطات را به‌صورت مقررات زیست‌محیطی، فنّاوری و ساختار صنعت مشخص می‌کنند. مطالعات جدید بحث می‌کنند که عوامل دیگری به‌غیراز درآمد می‌توانند در میزان آلودگی زیست‌محیطی تعیین‌کننده باشند. یکی از متغیرهای اقتصادی که در سال‌های اخیر موردتوجه قرار گرفته است، توزیع درآمد است. بویسی(۱۹۹۴) اولین کسی بود که این موضوع را مطرح کرد که توزیع درآمد به‌صورت معنی‌داری بر کیفیت محیط‌زیست تأثیرگذار است. مباحث تئوریک در باب رابطه توزیع درآمد و تخریب محیط‌زیست از اواسط دهه ۹۰ میلادی شروع شد و این سؤال مطرح شد که آیا بین توزیع درآمد و گرم شدن زمین بده بستانی وجود دارد؟ مبانی نظری و نتایج تجربی، پاسخ‌های متفاوتی را برای این سؤال ارائه می‌کنند. برته و الیه[6](۲۰۱۵)، بویسی[7](۱۹۹۴)، توراس و بویسی[8] (۱۹۹۸) و بورگسی(۲۰۰۶) بر تأثیر مثبت توزیع برابر درآمد بر کیفیت محیط‌زیست تأکید دارند درحالی‌که هِرینک و همکاران[9](۲۰۰۱)، راوالین و همکاران [10](۲۰۰۰) و اسکروگز[11](۱۹۹۸) بر تأثیر منفی توزیع برابر درآمد بر کیفیت محیط‌زیست تأکید

1. Baek & Gweisah
2. Realation
3. Links
4. Torras & Boyce
5. Grossman and Krueger
6. Berthe & Elie
7. Boyce
8. Torras & Boyce
9. Heerink and et al
10. Ravallion and et al
11. Scruggs

دارند. اگر نظریات گروه دوم صحیح باشد، می‌توان نتیجه گرفت که بین سیاست‌های بهبود کیفیت محیط‌زیست و سیاست‌های بازتوزیع درآمد[1]یک بده بستان وجود دارد؛ اما اگر نظر گروه اول برقرار باشد، می‌توان نتیجه گرفت که بهبود توزیع درآمد ضمن اثرات مثبت اقتصادی و اجتماعی که بسیاری از مطالعات برشمرده‌اند، می‌تواند به بهتر شدن کیفیت محیط‌زیست منجر شود. بررسی این موضوع برای اقتصادی ایران در قالب داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۳، بحث محوری این تحقیق را تشکیل می‌دهد. ساختار این مقاله در چندین بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم مبانی نظری تأثیرگذاری توزیع درآمد بر کیفیت محیط‌زیست و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق می‌پردازد و در بخش چهارم تخمین مدل انجام می‌شود؛ و سرانجام در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

۲. ادبیات نظری

ارتباط بین توسعه اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی به‌طور عمده بر مبنای منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC)[2]بیان می‌شود این فرضیه وجود یک رابطه U معکوس بین توسعه اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی است به این صورت که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، با افزایش درآمد سرانه تخریب محیط‌زیست افزایش یافته و کیفیت آن کاهش می‌یابد با این‌حال پس از رسیدن به سطحی خاصی از درآمد سرانه (نقطه بازگشتی[3]) افزایش درآمد سرانه تأثیر مثبتی بر کیفیت محیط‌زیست خواهد داشت.

مطالعات قبلی به‌طور عمده بر رشد اقتصادی و افزایش در درآمد سرانه تمرکز کرده‌اند اما این در الگوی توسعه اقتصادی کافی نیست برای بررسی بیشتر رابطه بین توسعه اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی، توزیع درآمد به‌عنوان یکی از جنبه‌های توسعه اقتصادی باید مورد توجه قرار بگیرد.

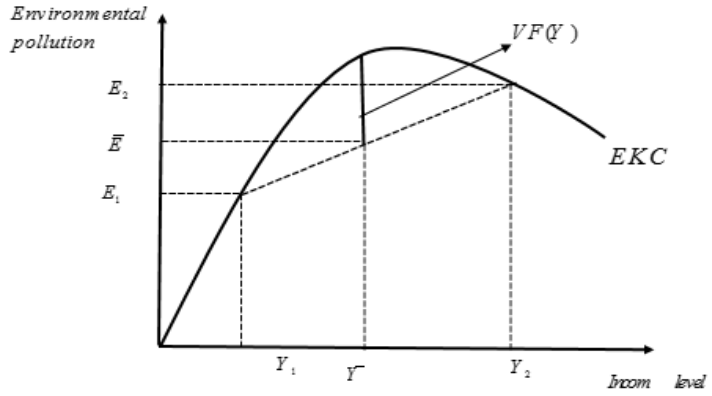
رابطه بین نابرابری درآمد و عملکرد زیست‌محیطی به شکل منحنی EKC دو گروه ثروتمند و فقیر جامعه (ترجیحات زیست‌محیطی دو گروه ثروتمند و فقیر) بستگی دارد که در سه حالت قابل بررسی است(هائو و همکاران[4]، ۲۰۱۶):

الف- حالتی که منحنی EKC به‌صورت U معکوس باشد:

---

1. Redistribution
2. Environmental Kuznets Curve
3. Turing point
4. Hao et al

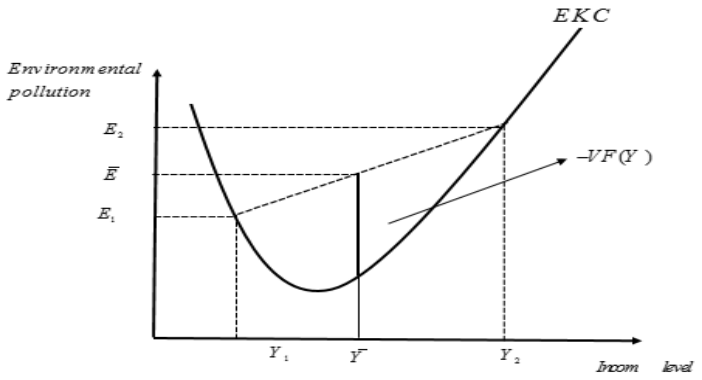
نمودار ۱. منحنی کوزنتس به‌صورت U معکوس



فرض کنید که جامعه شامل دو فرد فقیر و ثروتمند باشد مطابق شکل ۱، سطح درآمد فرد فقیر را Y_1 و سطح آلودگی متناظر با آن را E_1 در نظر بگیرید همچنین برای فرد ثروتمند، سطح درآمد و آلودگی متناظر با آن (Y_2, E_2) است. در حالتی که منحنی EKC به‌صورت U معکوس باشد میانگین سطح آلودگی جامعه ($\bar{E}$) پایین‌تر از سطح آلودگی متناظر با میانگین سطح درآمدی دو فرد فقیر و ثروتمند ($\bar{Y}$) است. به‌عبارت‌دیگر در این حالت توزیع مجدد درآمد از ثروتمند به فقیر که با افزایش سطح درآمد فقیر و کاهش سطح درآمد ثروتمند همراه است (کاهش نابرابری درآمد) باعث افزایش سطح آلودگی جامعه نسبت به قبل از توزیع مجدد درآمد می‌شود؛ بنابراین، بین نابرابری درآمدی و آلودگی محیط‌زیست یک رابطه معکوس برقرار است. تفاوت بین میانگین سطح آلودگی جامعه ($\bar{E}$) و سطح آلودگی متناظر با میانگین درآمدهای Y_1 و Y_2 ($\bar{Y}$) برابر با VF(Y) است.

ب- حالتی که منحنی EKC به‌صورت U باشد:

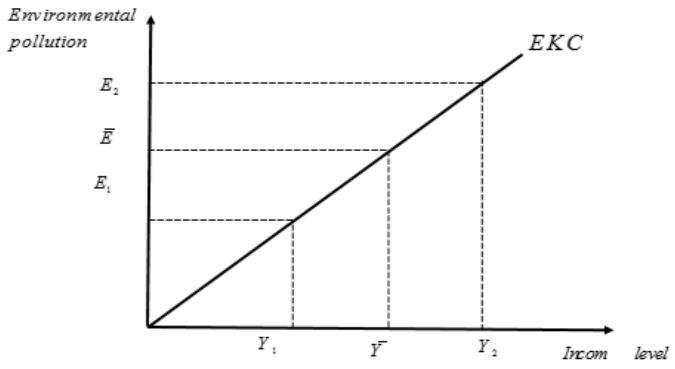
نمودار ۲. منحنی کوزنتس به‌صورت U



در حالتی که منحنی EKC به‌صورت U باشد میانگین سطح آلودگی جامعه ($\bar{E}$) بالاتر از سطح آلودگی متناظر با میانگین سطح درآمدی دو فرد فقیر و ثروتمند ($\bar{Y}$) است. به‌عبارت‌دیگر در این حالت توزیع مجدد درآمد از ثروتمند به فقیر که با افزایش سطح درآمد فقیر و کاهش سطح درآمد ثروتمند همراه است (کاهش نابرابری درآمد) باعث کاهش سطح آلودگی جامعه نسبت به قبل از توزیع مجدد درآمد می‌شود؛ بنابراین، بین نابرابری درآمدی و آلودگی محیط‌زیست یک رابطه مستقیم برقرار است.

ج-حالتی‌که منحنی EKC به‌صورت خطی باشد:

نمودار ۳. منحنی کوزنتس به‌صورت خطی



در این حالت نابرابری درآمد تأثیری بر کیفیت محیط‌زیست ندارد.

بنابراین نتیجه می‌گیریم که رابطه بین نابرابری درآمد و عملکرد زیست‌محیطی به شکل منحنی EKC بستگی دارد از طرف دیگر تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست به

عواملی مانند سطح درآمد کشورها، میزان مشارکت در موافقت‌نامه‌های همکاری و میل نهایی به انتشار آلودگی بستگی دارد.

راوالین و همکاران[1](۲۰۰۰) نگرش خاصی برای برقراری ارتباط بین نابرابری درآمد و کیفیت زیست‌محیطی ارائه دادند. آن‌ها یک تابع تقاضای انتشار کربن که منحصربه‌فرد بوده و تابعی از درآمد است، تعریف کردند. فرض کنید این تابع به‌صورت $C = a + by$ باشد که در آن C انتشار کربن، Y درآمد و b میل نهایی به انتشار آلودگی باشد. حال اگر فقیر میل نهایی به انتشار آلودگی (MPE)[2]بالا (پایینی) نسبت به ثروتمند داشته باشد، سیاست‌های مورداستفاده برای کاهش نابرابری درآمد ممکن است انتشار کربن را افزایش (کاهش) دهد. فرض بر این است که فقرا میل نهایی به انتشار آلودگی بالاتری از ثروتمندان دارند چراکه محصولات کم‌کربن به الزامات فنی بسیار بالاتری نیاز داشته و درنتیجه اغلب قیمت‌های بالاتری دارند که فقرا قادر به تقاضای آن‌ها نیستند. علاوه بر این، افراد فقیر در مقایسه با ثروتمندان با احتمال بیشتری محصولات انرژی ناکارآمد استفاده می‌کنند که شامل یک میل نهایی به انتشار آلودگی بالایی است. [3]

ماگنانی[4](۲۰۰۰) دریافت که یک شکاف درآمدی بزرگ مشارکت و همکاری مردم درباره کیفیت محیط‌زیست را کاهش می‌دهد. او با استفاده از سیستم تئوری واسطه نشان داد که گسترش شکاف درآمدی، آلودگی زیست‌محیطی را از طریق کاهش درآمد از واسطه‌ها و کاهش مصرف کالاهای دوستدار محیط‌زیست تشدید می‌کند.

۳. پیشینه تحقیق

در باب آزمون تجربی فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی و بررسی تأثیر عوامل مختلف اقتصادی و اجتماعی بر کیفیت محیط‌زیست و آلودگی، مطالعات داخلی بسیاری انجام شده است، اما (بر اساس بررسی‌های انجام‌شده توسط نویسندگان) هیچ مطالعه داخلی با رویکرد سری زمانی و مختص اقتصاد ایران به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست نپرداخته است. تنها مطالعه داخلی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر مطالعه

---

1. Ravallion et al
2. Marginal propensity to Emit
3. فرض کنید میل نهایی به انتشار آلودگی فقرا ۰٫۸ و ثروتمندان ۰٫۶ باشد و ۱۰۰ واحد درآمد از ثروتمندان به فقرا در جهت کاهش نابرابری درآمد منتقل شود این مسئله باعث افزایش ۸۰ واحد آلودگی از طرف فقرا و کاهش ۶۰ واحد آلودگی از طرف ثروتمندان می‌شود برآیند این دو مورد باعث افزایش آلودگی هوا می‌شود بنابراین بین نابرابری درآمد و انتشار آلودگی یک رابطه معکوس برقرار است.
4. Magnani

هراتی و همکاران(۱۳۹۴) است که با رویکرد پانل دیتا و برای ۵۷ کشور منتخب این موضوع را بررسی کرده‌اند. در مقابل مطالعات خارجی زیادی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست پرداخته‌اند که جدول زیر خلاصه‌ای از این مطالعات را نشان می‌دهد.

جدول ۱. خلاصه برخی از مطالعات مربوط به پیشینه تحقیق

مطالعات داخلی		
نویسندگان	**نمونه آماری و روش تحقیق**	**نتایج**
هراتی و همکاران (۱۳۹۴)	۵۷ کشور منتخب و دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۲	تأثیر منفی نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست
مطالعات خارجی		
هائو و همکاران (۲۰۱۶)	۲۳ استان چین و دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵	تأثیر مثبت نابرابری درآمد بر انتشار دی‌اکسید کربن
ژانگ و ژائو (۲۰۱۴) [1]	استان‌های چین و دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵	تأثیر مثبت نابرابری درآمد بر انتشار دی‌اکسید کربن
بائک و گویساه (۲۰۱۳)	ایالات‌متحده امریکا و دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۷	تأثیر مثبت نابرابری درآمد بر انتشار دی‌اکسید کربن
گولی و منگ (۲۰۱۲) [2]	خانوار شهری چین به‌صورت مقطعی در سال ۲۰۰۵	توزیع درآمد از افراد غنی به فقیر باعث کاهش آلودگی می‌شود.
درابو (۲۰۱۰) [3]	مجموعه‌ای از ۹۰ کشور منتخب درحال‌توسعه و توسعه یافته در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰	نابرابری درآمد تأثیر منفی بر کیفیت محیط‌زیست دارد و افت کیفیت محیط‌زیست موجب بدتر شدن سلامت جامعه می‌شود.
هرنیک و همکاران (۲۰۰۱)	کشورهای صحرای آفریقا و مقطع زمانی ۱۹۸۵	افزایش نابرابری درآمدی باعث کاهش سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد.
راوالیون و همکاران (۲۰۰۰)	۴۲ کشور در دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۲	نابرابری بیشتر باعث آلودگی کمتر
بویسی (۱۹۹۴)	بررسی نظری تأثیری نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست	نابرابری بالاتر درآمد از دو طریق نرخ ترجیح زمانی و تجزیه‌وتحلیل هزینه-فایده فعالیت‌های آسیب‌رسان به محیط‌زیست موجب افزایش کیفیت محیط‌زیست می‌شود.

[1]. Zhang, & Zhao
[2]. Golley & Meng
[3]. Drabo

۴. معرفی مدل، داده‌ها و روش تحقیق

با تعدیل در چارچوب نظری ارائه‌شده توسط توراس و بویسی(۱۹۹۸)، هرینک و همکاران(۲۰۰۱) و بائک و گویساه(۲۰۱۳)، برای بررسی رابطه بلندمدت بین انتشار سرانه گاز دی‌اکسید کربن و متغیرهای مهم تأثیرگذار، از روابط زیر استفاده می‌شود:

$$Ln(CO_2)_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_t + \beta_2 LnDIS_t + \beta_3 LnEC_t + U_t \quad (۱)$$

$$Ln(CO_2)_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_t + \beta_2 LnDIS_t + \beta_3 LnEC_t + \beta_4 LnU_t + U_t$$

که در این معادلات، $Ln(CO_2)_t$ لگاریتم سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن برحسب تن(بانک جهانی)، LnY_t لگاریتم تولید سرانه برحسب دلار و به قیمت ثابت ۲۰۰۵(بانک جهانی)، $LnDIS_t$ لگاریتم شاخص توزیع درآمد، LnU_t لگاریتم نسبت جمعیت شهری و $LnEC_t$ لگاریتم مصرف انرژی سرانه برحسب کیلوگرم معادل نفت(بانک جهانی) است. شاخص توزیع درآمد در این تحقیق شامل ضریب جینی مناطق شهری و سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین است که از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. معادله اول توسط بائک و گویساه(۲۰۱۳) برای ایالات‌متحده مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به اهمیت تأثیر شهرنشینی بر میزان آلودگی زیست‌محیطی و افزایش آن در دهه‌های اخیر در جامعه ایران، این متغیر نیز در کنار سه متغیر عمده دیگر در برآورد معادلات در نظر گرفته شده است. انتظارات تئوریک برای ضرایب شهرنشینی و مصرف انرژی مثبت اما ضریب شاخص نابرابری درآمدی ممکن است تأثیر مثبت یا منفی بر سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن داشته باشد. قلمرو مکانی مورد مطالعه شامل اقتصاد ایران و سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۳ است که با توجه به دسترسی به داده‌ها و اطلاعات موردنیاز برگزیده شده است.

با توجه به تئوری‌های اقتصادی، علامت انتظاری برای متغیرهای نرخ شهرنشینی و مصرف انرژی مثبت است؛ اما علامت متغیرهای توزیع درآمد و درآمد سرانه می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. البته با توجه به شرایط اقتصاد ایران(به‌عنوان کشور درحال‌توسعه) علامت انتظاری درآمد سرانه به‌عنوان شاخص سطح توسعه، منفی است.

برای برآورد معادلات رگرسیونی از رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شده است. این رویکرد دارای مزیت‌هایی است که باعث شده است تا کاربرد فراوانی در مطالعات اقتصادی داشته باشد. مزیت اصلی روش ARDL برای بررسی هم جمعی این

است که می‌توان از این روش در زمانی که متغیرهای تحقیق دارای درجه انباشتگی متفاوتی(صفر و یک) هستند استفاده کرد زیرا برآوردهای سازگار و به‌صورت مجانبی نرمال را ارائه می‌کند(پسران و شین[1]،۱۹۹۸). درحالی‌که در این شرایط امکان استفاده از روش‌های انگل-گرنجر و یوهانسون وجود ندارد. در نمونه‌های کوچک استفاده از روش ARDL نتایج قابل‌اتکاتری را حاصل می‌کند (خاندلوال، ۲۰۱۵)[2]. هم‌چنین امکان محاسبه واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت را فراهم می‌کند. فرم کلی یک الگوی ARDL به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \mu + \sum_{1}^{n} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{0}^{m} \alpha_i X_{t-i} + u_t \quad (۲)$$

در شرایط تعادل بلندمدت متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی در شرایط پایدار (Y^*, X^*) قرار دارند؛ بنابراین در تعادل بلندمدت داریم:

$$Y^* = Y_t = Y_{t-1} = \ldots\ldots \quad (۳)$$
$$X^* = X_t = X_{t-1} = \ldots\ldots$$

با جایگذاری در معادله الگوی ARDL داریم:

$$Y^* = \frac{\mu}{1-\sum \alpha_i} + \frac{\sum \lambda_i}{1-\sum \alpha_i} X^* = A + BX^* \quad (۴)$$

رابطه فوق نشان‌دهنده یک رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. نرم‌افزار مایکروفیت معادله اولیه را برای تمام حالات وقفه‌های ممکن(به تعداد $(m+1)^{k+1}$) برآورد می‌کند(m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و معمولاً برای داده‌های سالانه تعداد وقفه یک یا دو در نظر گرفته می‌شود) در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارز- بیزین، حنان کوئین یا ضریب تعیین تعدیل‌شده یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ از این معیار استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود(تشکینی،۱۳۹۳:۱۲۳).

شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت حرکت کند، این است که مجموع ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته کمتر از یک باشد:

[1]. Pesaran & Shin
[2]. Khandelwal

$$\begin{cases} \mathbf{H}_0 : \sum_{\mathbf{i}=1}^{n} \alpha_{\mathbf{i}} - 1 \geq 0 \\ \mathbf{H}_1 : \sum_{\mathbf{i}=1}^{\mathbf{p}} \alpha_{\mathbf{i}} - 1 < 0 \end{cases} \quad (۵)$$

برای آزمون فوق، آماره t به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{1}^{k} \alpha_i - 1}{\sum_{1}^{k} SE(\alpha_i)} \quad (۶)$$

اگر قدر مطلق t به‌دست‌آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی(۱۹۹۲)، بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم. روش دیگر، استفاده از آزمون کرانه‌هاست. مجموعه مطالعات انجام‌شده توسط پسران و شین(۱۹۹۸) و پسران و همکاران(۲۰۰۱) منتهی به ارائه و شکل‌گیری روشی با عنوان آزمون کرانه‌های مبتنی بر خود توضیح برداری[1] شد. این روش روشی مناسب برای حجم نمونه اندک(پسران و شین، ۱۹۹۸)، امکان کاربری در حالت وجود متغیرهای انباشته از درجه یک و صفر(پسران و پسران، ۱۹۹۷)، امکان انتخاب وقفه‌های متفاوت برای متغیرها(پهلوان و همکاران، ۲۰۰۵ و اوزتورک و آجاراوجی[2]، ۲۰۱۰) و امکان کاربری در هنگام وجود متغیرهای توضیحی درون‌زا(پسران و پسران، ۱۹۹۷ و پسران و همکاران، ۲۰۰۱) است. اگر مقدار محاسبه‌شده آماره F بالاتر از حد بالا بیشتر باشد، وجود رابطه بلندمدت مورد تأیید قرار می‌گیرد.

برای اطلاع از درجه انباشتگی متغیرهای ابتدا آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس-پرون و زیوت اندرز[3](۱۹۹۲) با لحاظ یک شکست درون‌زا استفاده شده است. در صورت عدم وجود متغیر انباشتگی بالاتر از یک می‌توان از این رویکرد برای برآورد معادلات بدون بروز رگرسیون کاذب استفاده کرد.

فرض ضمنی رگرسیون کلاسیک، پایا بودن متغیرهاست(گرین[4]، ۲۱۷:۲۰۰۳). مانایی یا نامانایی یک سری زمانی می‌تواند تأثیر جدی بر رفتار و خواص آن داشته باشد(سوری،۴۶۱:۲:۱۳۹۲). استفاده از داده‌های نامانا می‌تواند منجر به رگرسیون‌های کاذب شود. یکی از راه‌های اجتناب از رگرسیون کاذب و نتایج نامعتبر، هم جمعی است.

---

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)' bound test
2. Ozturk & Acaravci
3. zivot and andrews
4. Greene

برای بررسی هم جمعی در نتایج معادله رگرسیون از آزمون‌های بنرجی، دولادو و مستر و آزمون کرانه‌ها استفاده خواهد شد.

۵. برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج

برای برآورد معادله تحقیق با استفاده از روش ARDL، اطلاع از درجه انباشتگی متغیرها لازم است. آزمون ریشه واحد برای اطلاع از درجه انباشتگی متغیرها از سه آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس-پرون، زیوت و اندریوز استفاده شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون

			ADF	**آزمون**			
متغیر	**تصریح معادله**	**آماره**	**متغیر**	**احتمال**	**آماره**	**تصریح معادله**	**احتمال**
*LDIS*1	C,T	-۴,۳	*DLDIS*1	۰,۰۰۸	-	-	–
LCO	C	۰,۰۱۷-	*DLCO*	۰,۹۵	NONE	-۴,۵	**۰,۰۰۱**
LY	C,T	-۳,۴۷	*DLY*	۰,۰۶	NONE	-۳,۶۳	**۰,۰۰۰**
LU	NONE	۰,۲۶	*DLU*	۰,۷۵۵	NONE	-۱,۸۴	**۰,۰۶**
LDIS 2	C,T	-۴,۹۳	*DLDIS* 2	۰,۰۰۱	-	-	–
LE	C,T	-۳,۰۴	*DLE*	۰,۱۳۶	C	-۸,۵۳	**۰,۰۰۰**
			P-P	**آزمون**			
*LDIS*1	C,T	-۴,۱	*DLG*	۰,۰۱۴	-	-	–
LCO	C	۰,۰۷	*DLCO*	۰,۹۶	NONE	-۴,۴۲	**۰,۰۰۰**
LY	C,T	-۵,۸	*DLY*	۰,۰۰۰	NONE	-۳,۴۷	**۰,۰۰۱**
LU	C	-۴,۰۵	*DLU*	۰,۰۰۳	-	-	–
LDIS 2	C,T	-۴,۹۶	*DLDIS* 2	۰,۰۰۱	-	-	–
LE	C,T	-۳,۰۴	*DLE*	۰,۱۳۵	C	-۸,۵۳	**۰,۰۰۰**

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج دو آزمون نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۰ درصد متغیرها انباشته از درجه صفر و یک هستند. با توجه به اینکه امکان بروز شکست در متغیرها در طول زمان به دلیل وقوع وقایعی مانند جنگ و تغییرات ساختاری وجود دارد، از آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ شکست‌های ساختاری درون‌زا بهره می‌بریم. آزمون زیوت و اندرز با لحاظ یک شکست درون‌زا برای متغیرهای سری‌زمانی می‌پردازد. نتایج این آزمون‌ها در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندرز در سطح

متغیر	(شکست در عرض از مبدأ)		(شکست در روند)		(شکست در روند و عرض از مبدأ)	
	احتمال	سال شکست	احتمال	سال شکست	احتمال	سال شکست
LCO	۰,۰۵۱	۱۹۸۶	۰,۱۲۵	۱۹۸۷	۰,۰۰۷	۱۹۹۸
LY	۰,۰۵۹	۱۹۸۷	۰,۵۱	۱۹۹۱	۰,۰۲۱	۱۹۸۷
$LDIS1$	۰,۱۳	۲۰۰۰	۰,۰۳۴	۲۰۰۷	۰,۰۰۱	۲۰۰۲
$LDIS2$	۰,۰۰۲	۲۰۰۲	-[1]	-	۰,۳۶	۱۹۹۰
LCE	-	-	۰,۸۸	۱۹۸۸	-	-
LU	$۴,۶\times۱۰^{-۸}$	۱۹۹۲	۰,۰۰۲	۲۰۰۴	۰,۲۵	۲۰۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج متفاوتی برای حالت‌های مختلف به دست آمده است. برای متغیرهایی که دو مورد دال بر نامانائی است، تفاضل مرتبه اول مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج به شرح زیر است:

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندرز برای تفاضل مرتبه اول

متغیر	(شکست در عرض از مبدأ)		(شکست در روند)		(شکست در روند و عرض از مبدأ)	
	احتمال	سال شکست	احتمال	سال شکست	احتمال	سال شکست
$DLCO$	۰,۰۳	۱۹۹۶	-	-	-	-
DLY	۰,۰۰۲	۱۹۹۱	۰,۰۱۳	۱۹۹۴	۰,۱۳	۱۹۹۱
$DLDIS2$	۰,۰۸	۲۰۰۷	۰,۰۱۵	۲۰۰۳	۰,۰۴	۲۰۰۲
$DLCE$	۰,۰۲	۱۹۸۹	۰,۰۸۹	۱۹۹۲	۰,۰۱	۱۹۸۹

منبع: یافته‌های تحقیق

در سطح ۹۰ درصد انباشته از درجه صفر و یک بودن متغیرها رد نمی‌شود؛ بنابراین می‌توان از روش ARDL برای برآورد معادلات بهره برد. انتخاب معادله بهینه با استفاده از معیار شوارتز-بیزین انجام شده است. نتایج بلندمدت بر اساس معادله بهینه به شرح زیر است:

[1]. عدم امکان برآورد معادله به دلیل هم خطی کامل.

جدول ۵. نتایج بلندمدت

	معادله (۱)		معادله (۲)		معادله (۳)		معادله (۴)	
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
LY	-۰,۰۷۲	۰,۶۸	-۰,۲	۰,۴۱	۰,۱۱	۰,۴۸	۰,۰۲۶	۰,۸۹
$LDIS1$	۱,۸۷	۰,۰۰۵	-	-	۱,۸۰	۰,۰۰۱	-	-
$LDIS2$	-	-	۰,۶۵	۰,۰۳	-	-	۰,۶۷	۰,۰۰۸
LEC	۱,۰۵	۰,۰۰۰	۱,۲۳	۰,۰۰۰	۰,۵۶	۰,۰۵	۰,۶۲	۰,۰۶۵
LU	-	-	-	-	۱,۳۴	۰,۰۹۹	۱,۷۲	۰,۰۷۹
C	-۳,۳۲	۰,۲۱	-۶,۰۰۶	۰,۰۲۶	-۸,۳۵	۰,۰۱۵	-۱۲,۴۲	۰,۰۰۲
آماره t	-۴,۴۴		-۳,۷۳		-۴,۷۶		-۴,۴۷	
آماره F	۵,۰۶۶		۵,۴۹		۴,۴		۴,۴۷	
حد پائین[۱]	۲,۹۳		۲,۹۳		۲,۸۶		۲,۷	
حد بالا	۴,۰۷		۴,۰۷		۳,۹		۳,۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

رابطه بلندمدت با استفاده از هر دو آزمون مورد تأیید قرار گرفته است.[۲]ضریب متغیر درآمدی برای هر چهار معادله بی‌معنی است.[۳]بنابراین درآمد سرانه تأثیر معنی‌داری بر انتشار سرانه گاز CO_2 در ایران ندارد. ضرایب سایر متغیرها در سطح ۹۰ درصد اطمینان معنی‌دار هستند. تأثیر متغیر توزیع درآمد با استفاده از هر دو شاخص، مثبت و معنی‌دار است و نابرابری بیشتر، افزایش انتشار سرانه گاز دی‌اکسید کربن را در پی دارد. الگوی مصرفی حاکم بر جامعه به نحوی است که افراد با درآمد بالا میل نهایی به انتشار دی-اکسید کربن بالائی دارند و چنانچه درآمد به نفع آن‌ها توزیع شود، با افزایش مصرف کالاهای با آلایندگی بالا، آلودگی ایجادشده توسط این اقشار، بیش از کاهش آلودگی افراد کم‌درآمد خواهد بود. این نتیجه سازگار با نتایج مطالعات ژانگ و ژائو(۲۰۱۴)، هائو و همکاران(۲۰۱۶)، درابو(۲۰۱۰)، بائک و گویساه(۲۰۱۳)، گولی و منگ(۲۰۱۲)، بوده اما در تضاد با نتایج مطالعات هرنیک و همکاران(۲۰۰۱) راوالیون و همکاران (۲۰۰۰) است.

گسترش شهرنشینی از ویژگی‌های بارز جامعه ایران بوده است، به‌طوری‌که طی سال‌های موردبررسی، نرخ شهرنشینی ۱,۵ برابر شده است. تأثیر مثبت این متغیر بر سرانه دی-

---

۱. حدود ارائه شده، مربوط به سطح اطمینان ۹۰درصد می‌باشد.

۲. آماره بحرانی بنرجی، دولادو و مستر بر سطح اطمینان ۹۰درصد برای سه متغیر برابر۳,۴۵- و برای چهار متغیر توضیحی برابر ۳,۶۴- است.

۳. توان دوم درآمد نیز در معادلات لحاظ شد که در تمامی موارد بی‌معنی بوده است.

اکسید کربن مطابق انتظارات تئوریک است. مطالعاتی مانند پاریخ و شوکلا[1](۱۹۹۵)، کولی و نئومایر[2](۲۰۰۴) و یورک[3](۲۰۰۷) تأثیر مثبت شهرنشینی بر سرانه دی‌اکسید کربن را نتیجه گرفته‌اند اما لیدل و لانگ[4](۲۰۱۱) رابطه مثبت را برای ۱۷ کشور حوزه یورو برای سال‌های ۱۹۶ تا ۲۰۰۵ رد می‌کند. تأثیر مثبت مصرف سرانه انرژی و سرانه دی‌اکسید کربن تولیدشده نیز کاملاً با انتظارات تئوریک منطبق است. زمانی این رابطه قابل رد خواهد بود که تمامی مصرفی از طریق انرژی‌های پاک تأمین شود.

رابطه بلندمدت بین متغیرها ممکن است در کوتاه‌مدت از مسیر خود منحرف شود و زمینه را برای عدم تعادل کوتاه‌مدت فراهم آورد. آنچه اهمیت دارد، سرعت حرکت از عدم تعادل بلندمدت به سمت تعادل بلندمدت است. این سرعت با ضریب تصحیح خطای معادله رگرسیون کوتاه‌مدت مشخص می‌شود:

جدول ۶. نتایج معادله تصحیح خطا

	معادله (۱)		معادله (۲)		معادله (۳)		معادله (۴)	
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
DLY	۰٫۰۳۷	۰٫۶۶	-۰٫۰۹۴	۰٫۳۲	۰٫۰۶۷	۰٫۵۳	۰٫۰۱۵	۰٫۸۹
$DLDIS1$	۰٫۹۶	۰٫۰۰۰	-	-	۱٫۰۹	۰٫۰۰۰	-	-
$DLDIS2$	-	-	۰٫۳	۰٫۰۰۶	-	-	۰٫۳۸	۰٫۰۰۲
$DLEC$	۰٫۵۵	۰٫۰۰۰	۰٫۵۸	۰٫۰۰۰	۰٫۳۴	۰٫۰۳۸	۰٫۳۵	۰٫۰۴۷
DLU	-	-	-	-	۰٫۸۱	۰٫۱۳	۰٫۹۷	۰٫۱۱
$ECM(-1)$	-۰/۵۲	۰٫۰۰۰	-۰٫۴۷	۰٫۰۰۱	-۰٫۶	۰٫۰۰۰	-۰٫۵۶	۰٫۰۰۰
	$\bar{R}^2 =$ ۰٫۶۳		$\bar{R}^2 =$ ۰٫۵۷		$\bar{R}^2 =$ ۰٫۶۵		$\bar{R}^2 =$ ۰٫۵۹	

منبع: یافته‌های تحقیق

سرعت تصحیح خطا در تمامی موارد نسبتاً بالاست و حدود دو دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت لازم است. مقایسه ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت شاخص‌های نابرابری برای هر چهار معادله برآورد شده نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه‌مدت کمتر از بلندمدت است، به عبارتی، در بلندمدت به دلیل وجود زمان کافی برای تغییر رفتار مصرفی از کالاها و خدمات مختلف در واکنش به بازتوزیع درآمد انجام‌شده، تأثیر بازتوزیع درآمد بر میزان انتشار سرانه گاز دی‌اکسید کربن به‌مراتب بیشتر از کوتاه‌مدت است.

---

1. Parikh and Shukla
2. Cole and Neumayer
3. York
4. Liddle and Lung

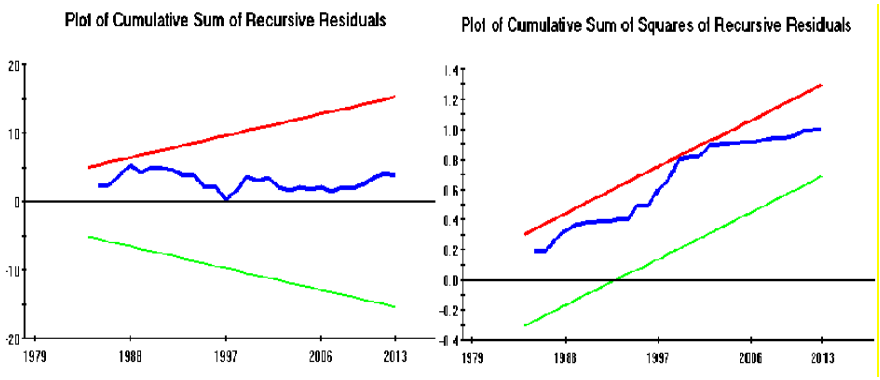
اعتبار نتایج، بستگی به برقراری فروضی دارد که در تصریح و تخمین مدل در نظر گرفته شده است. نتایج نشان‌دهنده عدم رد فروض همسانی واریانس اجزای اخلال، عدم وجود خودهمبستگی سریالی، تصریح صحیح مدل و نرمال بودن توزیع خطاهاست. هم‌چنین نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ عدم وجود شکست ساختاری در ضرایب رگرسیون را رد نمی‌کند.

جدول ۷. آزمون برقراری فروض کلاسیک

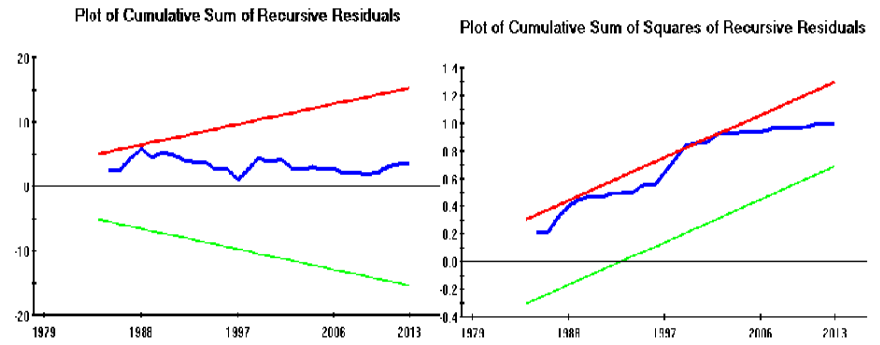
آزمون	آماره آزمون	احتمال مربوطه	نتیجه آزمون
معادله (۱)			
همبستگی جملات اخلال	F = ۰,۰۴۴	P = ۰,۸۳	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
تصریح صحیح مدل	F = ۰,۳۶	P = ۰,۵۵	تصریح الگو درست انجام شده‌است
نرمال بودن جملات اخلال	χ^2 = ۰,۳	P = ۰,۸۶	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
ناهمسانی واریانس	F = ۲//۴۳	P = ۰,۱۳	جملات خطا دچار ناهمسانی واریانس نیستند
معادله (۲)			
همبستگی جملات اخلال	F = ۰,۱۰	P = ۰,۷۵۲	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
تصریح صحیح مدل	F = ۰,۳۸	P = ۰,۵۴	تصریح الگو درست انجام شده‌است
نرمال بودن جملات اخلال	χ^2 = ۰,۷۲	P = ۰,۶۶	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
ناهمسانی واریانس	F = ۳,۸۴	P =۰,۰۵۸	جملات خطا دچار ناهمسانی واریانس نیستند
معادله (۳)			
همبستگی جملات اخلال	F = ۰,۲۲	P = ۰,۶۴	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
تصریح صحیح مدل	F = ۱,۲۶	P = ۰,۲۷	تصریح الگو درست انجام شده‌است
نرمال بودن جملات اخلال	χ^2 = ۰,۲۷	P = ۰,۸۲	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
ناهمسانی واریانس	F = ۱,۳۴	P = ۰,۲۵	جملات خطا دچار ناهمسانی واریانس نیستند
معادله (۴)			
همبستگی جملات اخلال	F = ۰,۶۴	P ۰,۴۳	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
تصریح صحیح مدل	F = ۱,۶	P = ۰,۲۲	تصریح الگو درست انجام شده‌است
نرمال بودن جملات اخلال	χ^2 = ۰,۲۸	P = ۰,۸۷	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
ناهمسانی واریانس	F = ۲,۸۲	P = ۰,۱	جملات خطا دچار ناهمسانی واریانس نیستند

منبع: یافته‌های تحقیق

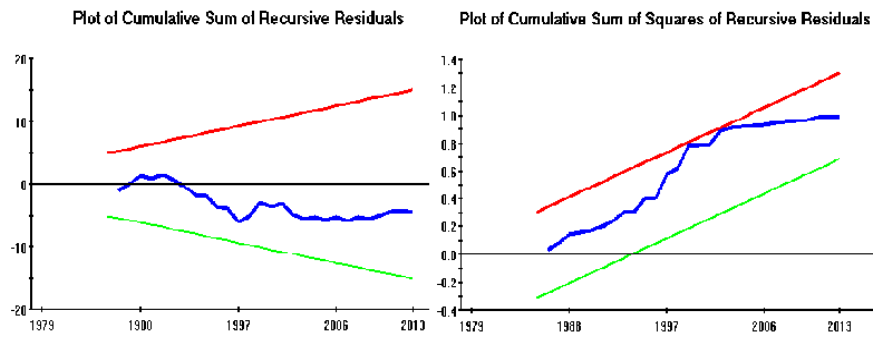
نمودار ۴. نمودارهای ثبات **Cusum** و **Cusumsq** برای معادله اول



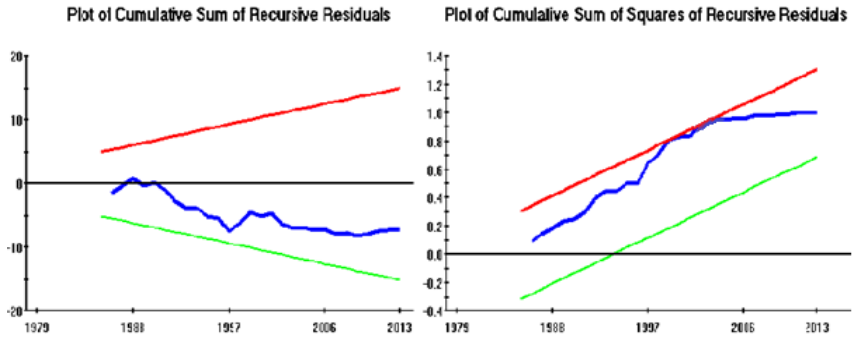
نمودار ۵. نمودارهای ثبات **Cusum** و **Cusumsq** برای معادله دوم



نمودار ۶. نمودارهای ثبات **Cusum** و **Cusumsq** برای معادله سوم



نمودار ۷. نمودارهای ثبات **Cusum** و **Cusumsq** برای معادله چهارم



۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطالعات جدید در حوزه اقتصاد محیط‌زیست، همراهی دو متغیر توسعه اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی در منحنی کوزنتس را به چالش کشیده‌اند. مطالعات جدید بحث می‌کنند که عوامل دیگری به‌غیر از درآمد می‌توانند در میزان آلودگی زیست‌محیطی تعیین‌کننده باشند. یکی از متغیرهای اقتصادی که در سال‌های اخیر موردتوجه قرار گرفته است، توزیع درآمد است که از دهه ۹۰ میلادی وارد مباحث اقتصاد محیط‌زیست شده است. چنانچه توزیع برابرتر درآمد و آلودگی زیست‌محیطی همسو باهم باشند، یک بده بستانی بین سیاست‌های بهبود کیفیت محیط‌زیست و سیاست‌های بازتوزیع درآمد وجود خواهد داشت اما اگر توزیع برابر درآمد منجر به آلودگی کمتر محیط‌زیست شود، دلیلی دیگر برای لزوم اجرای سیاست‌های بازتوزیع درآمد به وجود خواهد آمد. برای این منظور لازم است تا تأثیر توزیع درآمد بر آلودگی محیط‌زیست مورد کنکاش قرار گیرد. این مهم برای اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های سری زمانی بر اساس ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۳ انجام پذیرفت که نتایج برآورد معادلات رگرسیونی با تکیه‌بر الگوی ARDL نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، سیاست‌های توزیع برابر درآمدی باعث کاهش آلودگی زیست‌محیطی برای ایران می‌شود. به بیانی دیگر، در ایران، میل نهایی به ایجاد آلودگی در افراد ثروتمند بیشتر از افراد فقیر است و بازتوزیع درآمد از افراد ثروتمند به افراد فقیر می‌تواند منجر به کاهش آلودگی سرانه شود. گسترش شهرنشینی و مصرف سرانه انرژی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار سرانه دی‌اکسید کربن دارد. همچنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت درآمد سرانه هیچ تأثیری بر انتشار سرانه گاز CO_2 در ایران ندارد.

بدون شک اولین القای ذهنی ناشی از نتایج این تحقیق این است که بایستی سیاست‌های بازتوزیع درآمد با جدیت بیشتری دنبال شود تا نتایج آن علاوه بر حوزه‌های دیگر، در حوزه بهبود کیفیت محیط‌زیست نیز نمود پیدا کند. البته این پیشنهاد، در اغلب مطالعات حوزه نابرابری قابل مشاهده است؛ اما آنچه این تحقیق بر آن تأکید دارد، شامل موارد زیر است:

به‌طورمعمول تغییرات بزرگ در توزیع درآمد در کوتاه‌مدت امکان‌پذیر نیست. بر این اساس در قالب نابرابری درآمدی موجود می‌توان به اعمال مالیات‌های بالا بر کالاهای لوکس با انرژی‌بری بالای تولید و یا انرژی‌بری بالای مصرف پرداخت. اعمال این سیاست، قیمت کالاهای لوکس با انرژی‌بری بالا را افزایش و طبیعتاً تقاضای آن را کاهش خواهد داد. هر فرد با پرداخت مالیات هنگام خرید، هزینه‌های رفع آلودگی ناشی از آن کالا را پرداخت خواهد کرد. این نوع سیاست برای کالاهایی که انرژی بری بالا در تولید دارند مناسب‌تر است؛ اما برای کالاهای با انرژی‌بری بالا در مصرف، اعمال مالیات به‌صورت سالانه می‌تواند منجر به اخذ هزینه رفع آلودگی ایجادشده شود. ممانعت از تولید و یا واردات کالاهای لوکس با آلایندگی بالا نیز هرچند مغایر با آزادی اقتصادی و حق طبیعی افراد برای استفاده از کالاها و خدمات مختلف است، اما در کوتاه‌مدت می‌تواند مؤثر باشد. حال فرض را بر این می‌گیریم که حتی در بلندمدت هم نتوان توزیع درآمد را تحت تأثیر قرار داد. در این صورت فرهنگ‌سازی و آموزش افراد برای استفاده از کالاهای با انرژی‌بری پایین، تولید و ارائه کالاهای لوکس با انرژی‌بری پایین می‌تواند سرانه آلودگی محیط‌زیست را کاهش دهد.

فهرست منابع:

پژویان، جمشید و بیتا، تبریزیان (۱۳۸۹)، بررسی رابطه رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی پویا، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰(۳۸): ۱۷۵-۲۰۳.

تشکینی، احمد (۱۳۹۳)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، انتشارات دیباگران تهران، تهران.

هراتی، جواد، دهقانی، علی، تقی‌زاده، حجت و تکتم، امینی (۱۳۹۴)، بررسی تأثیر نابرابری اقتصادی و سیاسی بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای منتخب: رویکرد پانل GMM، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۶(۲۳): ۱۹۷-۲۳۲.

سوری، علی (۱۳۹۱)، اقتصادسنجی همراه با کاربرد eviews8&stata12(جلد دوم)، انتشارات نشر فرهنگ شناسی، تهران.

Apergis, N. and J. E. Payne (2010), The emissions, energy consumption, and growth nexus: evidence from the commonwealth of independent states, Energy Policy, 38(1): 650-655.

Baek, J. and G. Gweisah (2013), Does income inequality harm the environment?: Empirical evidence from the United States, Energy policy, 62: 1434-1437.

Begum, R. A., Sohag, K., Abdullah, S. M. S. and M. Jaafar (2015), CO_2 emissions, energy consumption, economic and population growth in Malaysia, Renewable and Sustainable Energy Reviews, 41: 594-601.

Berthe, A. and L. Elie (2015), Mechanisms explaining the impact of economic inequality on environmental deterioration, Ecological Economics, 116: 191-200

Boutabba, M.A. (2014), The impact of financial development, income, energy and trade on carbon emissions: Evidence from the Indian economy, Economic Modelling, 40: 33–41.

Boyes, J. K. (1994), Inequality as a cause of Environmental Degradation Ecological Economics, 11: 169-178

Cole, M. A. and E. Neumayer (2004), Examining the impact of demographic factors on air pollution, Population and Environment, 26(1): 5-21.

Dinda, S., and D. Coondoo (2006), Income and emission: a panel data-based cointegration analysis, Ecological Economics, 57: 167-181.

Drabo, A. (2010), Impact of Income Inequality on Health: Does Environment Quality Matter?, Working papers, 201006, CERDI.

Golley, J. and X. Meng (2012), Income inequality and carbon dioxide emissions: the case of Chinese urban households, Energy Economics, 34(6): 1864-1872.

Halicioglu, F. (2010), An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey, Energy Policy, 37(3): 1156–1164.

Hao, Y., Chen, H. and Q. Zhang (2016), Will income inequality affect environmental quality? Analysis based on China's provincial panel data, Ecological Indicators, 67: 533–542.

Heerink, N., Mulatu, A. and E. Bulte (2001), Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves, Ecological Economics, 38(3): 359-367.

Heerink, N., Mulatu, A. and E. Bulte (2001), Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves, Ecological Economics, 38(3): 359-367.

Khandelwal, V. (2015), Impact of Energy Consumption, GDP & Fiscal Deficit on Public Health Expenditure in India: An ARDL Bounds Testing Approach, Energy Procedia, 75: 2658-2664.

Liddle, B. and S. Lung (2010), Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts, Population and Environment, 31(5): 317-343.

Magnani, E. (2000), The Environmental Kuznets Curve, environmental protection policy and income distribution, Ecological Economics, 32(3): 431-443.

Ozturk, I. and A. Acaravci (2010), The causal relationship between energy consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ARDL bound testing approach, Applied Energy, 87(6): 1938-1943.

Pahlavani, M, Wilson, E. and, A. C. Worthington (2005), Structural breaks and cointegrating relationships in Iranian exports, imports and economic growth: An application incorporating the autoregressive distributive lag (ARDL) procedure, American Journal of Applied Sciences, 2(7):1158-1165.

Parikh, J. and V. Shukla (1995), Urbanization, energy use and greenhouse effects in economic development: Results from a cross-national study of developing countries, Global Environmental Change, 5(2): 87-103.

Pesaran, M. H. and B. Pesaran (1997), Working with microfit 4.0. Camfit Data Ltd, Cambridge.

Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998), An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis, Econometric Society Monographs, 31: 371-413.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and R. J. Smith (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, Journal of applied econometrics, 16(3): 289-326.

Ravallion M., Heil, M. and J. Jalan (2000), Carbon Emissions and Income Inequality, Oxford Economic papers, 52: 651–669.

Scruggs, L. A. (1998), Political and economic inequality and the environment, Ecological economics, 26(3): 259-275.

Shahbaz, M., Mallick, H., Mahalik, M.K, and N. R. J. (2015), Does globalization impede environmental quality in India?, Ecological Indicators, 52: PP379–393

Torras, M. and J. K. Boyce (1998), Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve, Ecological economics, 25(2): 147-160.

York, R. (2007), Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025, Social science research, 36(3): 855-872.

Zhang, C. and W. Zhao (2014), Panel estimation for income inequality and CO_2 emissions: a regional analysis in China, Applied Energy, 136: 382-392.