دوفصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی
سال اول، شماره ۱، پاییز و زمستان ۱۳۹۶، صفحات ۱۳۸- ۱۱۱

بررسی تاثیر کوتاه مدت و بلندمدت نابرابری توزیع درآمد بر کیفیت محیط زیست ایران با استفاده از رویکرد هم‌تجمعی بایر و هانک

جواد هراتی[۱]، تقی ابراهیمی سالاری[۲] و تکتم امینی[۳]

تاریخ دریافت:۱۳۹۴/۱۰/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۵

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی اثر نابرابری توزیع درآمد بر کیفیت محیط زیست در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۴۶است. برای این منظور با استفاده از روش بایر و هانک(۲۰۱۳) به بررسی هم‌تجمعی بین متغیر آلودگی محیط زیست و متغیرهای درآمد سرانه، ضریب جینی و مصرف انرژی پرداخته شده است. نتایج برآورد الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده(*ARDL*) بیانگر آن است که در کوتاه‌مدتوبلندمدترشداقتصادی تاثیری منفی بر کیفیت محیط زیست دارد. هرچند بهبود توزیع درآمد دارای تاثیر مثبتی بر کیفیت محیط زیست است، اما افزایش مصرف انرژی موجب بدتر شدن کیفیت محیط زیست می‌شود. براین اساس، اجرای سیاست‌های بهبود توزیع درآمد در کنار بازنگری سیاست‌های بخش انرژی و استفاده از تکنولوژی‌های کمتر آلاینده، می‌تواند به عنوان یکی از ابزارهای دستیابی به اهداف بلندمدت توسعه مورد توجه برنامه‌ریزان اقتصادی قرار گیرد.

طبقه‌بندی*Q55, I33, C13:JEL*

واژه‌های کلیدی: نابرابری توزیع درآمد، کیفیت محیط زیست، رویکرد هم‌تجمعی بایر وهانک، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده

۱- عضو هیات علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه بجنورد- نویسنده مسئول

Email: j.herati@ub.ac.ir

۲- عضو هیات علمی دانشگاه فردوسی مشهد

Email: ebrahimi@um.ac.ir

۳- دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

Email: t.amini@gmail.com

۱- مقدمه

در ادبیات اقتصاد محیط زیست، فرضیه کوزنتس زیست محیطی *(EKC)* از نقش مهمی در تجزیه و تحلیل پیامدهای زیست محیطی حاصل از فرایند رشد(توسعه) اقتصادی برخوردار است. براین اساس، ارتباط نامتقارنی به شکل U وارون بین شاخص افت کیفیت محیط زیست و درآمد سرانه (رشد اقتصادی) وجود دارد.

بسیاری از مطالعات اولیه در حوزه فرضیه کوزنتس زیست محیطی از این جهت که تاثیر سایر متغیرها بر کیفیت محیط زیست را در نظر نمی‌گیرند از اریب ناشی از حذف متغیرهای کلیدی برخوردار است (آواتا و همکاران[1]،۲۰۱۰ و کیم و بایک[2]، ۲۰۱۱). از این رو ادبیات نظری فرضیه کوزنتس زیست محیطی در جهت الگوسازی تاثیر عوامل مختلف بر کیفیت محیط زیست توسعه پیدا کرده است به گونه‌ای که مطالعات مختلف، عواملی مانند شدت مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص باز بودن و توزیع درآمد را در فرم تقلیل یافته الگوی فرضیه کوزنتس زیست محیطی *(EKC)* وارد کرده‌اند (سویتاس و همکاران[3]، ۲۰۰۷؛ جلیل و محمود[4]، ۲۰۰۹؛ آواتا و همکاران،۲۰۱۰ و کیم و بایک، ۲۰۱۱).

در راستای توسعه الگوسازی فرضیه کوزنتس زیست محیطی بویس[5](۱۹۹۴)برای اولین بار ایده اثرگذاری توزیع درآمد بر تقاضای کیفیت محیط زیست را مطرح کرد. تاثیر نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست به برآیند ترجیحات زیست‌محیطی جامعه بستگی دارد به طوری‌که با افزایش تقاضای جامعه برای کیفیت محیط زیست از طریق افزایش فشارهای سیاسی موجب افزایش تلاش دولت برای حفاظت از محیط زیست و اصلاح سیاست‌های زیست محیطی می‌شود.

به اعتقاد تورس و بویسی[6](۱۹۹۸) نابرابری توزیع درآمد می‌تواند اثری منفی بر کیفیت محیط زیست گذاشته و توزیع مجدد درآمد عامل تعیین‌کننده‌ای در کیفیت محیط زیست است (هرنیک و همکاران[7]، ۲۰۰۱). بنابراین لازم است تا در بررسی تجربی فرضیه

1- Iwata *et al.*
2- Kim and Baek
3- Soytas *et al.*
4- Jalil and Mahmud
5- Boyce
6- Torras and Boyce'
7- Hernik *et al.*

کوزنتس زیست محیطی، متغیر نابرابری توزیع درآمد به عنوان یک عامل بالقوه اثرگذار در کنار دیگر متغیرهای توضیحی رایج در نظر گرفته شود (بایک و گویشا[1]، ۲۰۱۳).براین اساس در مطالعه حاضربه بررسی رابطه تعادلی بلندمدت (هم‌تجمعی) بین شاخص کیفیت محیط زیست و توزیع درآمد پرداخته می‌شود.

به منظور بررسی هم‌تجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها، آزمون‌های مختلفی از سوی محققان اقتصادسنجی ارائه شده است. آزمون انگل و گرنجر[2] (۱۹۸۷)، انگل و یو،آزمون یوهانسن و جوسلیوس[3](۱۹۹۰) و آزمون F کرانه ارائه شده توسط پسران و شین (۲۰۰۱) از جمله مهم‌ترین این آزمون‌ها است. با وجود تعدد روش‌های یاد شده، هر یک از آنها با محدودیت‌هایی همراه است. آزمون‌جمعی آزمون انگل و گرنجر بر پایه جملات اخلال و در یک روش دومرحله‌ای با استفاده از یک رگرسیون ساده، رابطه تعادلی بلندمدت را الگوسازی می‌کند. اشکال اساسی آزمون هم‌تجمعی انگل-گرنجر این است که اگر یک خطا در مرحله اول وجود داشته باشد به مرحله دوم نیز منتقل می‌شود و از اینرو نتایج گمراه‌کننده‌ای ارائه می‌دهد. همچنین نادیده گرفتن جزء تاخیری در این روش ممکن است منجر به تورش قابل توجهی در نمونه‌های کوچک شود. در چنین وضعیتی، نتایج فاقد اعتبار لازم خواهد بود.

آزمون هم‌تجمعی انگل و یو[4] (۱۹۹۱) نتایج تجربی بهتر و کارآمدتری را ارائه می‌دهد و حتی در شرایطی که توزیع برآوردگرهای بردار هم‌تجمعی نرمال نباشد نیز قابل استفاده است، توجه به قدرت توضیح‌دهندگی اندک آن، نتایج دارای اریب خواهد بود.است، اما با توجه به قدرت توضیح‌دهندگی اندک آن، نتایج دارایی اریب خواهد بود. علاوه براین،نتایج حاصل از روش آزمون فیلیپس و هانس[5] (۱۹۹۰) بر پایه برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح شده ($FMOLS$)[6]به دلیل در نظر نگرفتن متغیرهای تاخیری و امکان وجود روند در داده‌ها فاقد اعتبار کافی است.

1- Baek and Gweisah
2- Engle and Granger
3- Johansen andJuselius
4- Engle andYoo
5- Phillips and Hansen
6- Fully Modified Ordinary Least Squares

در شرایطی که هدف، تنها بررسی هم‌تجمعی باشد، اندر (۱۹۹۳) استفاده از روش حداکثر درستنمایی هم‌تجمعی یوهانسن و جوسلیوس (۱۹۹۰) را توصیه می‌کند، امابررسی هم‌تجمعی بین متغیرها در شرایطی کههر متغیر در سیستم VAR، $I(0)$ باشد یا رتبه متغیرهای هم‌جمع ترکیبی از $I(1)$و $I(0)$ باشد، فاقد اعتباراست. علاوه براین، نتایج حداکثر درست‌نمایی هم‌تجمعی در مدل یوهانسن و جوسلیوس به درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها حساس است. درعین حال این آزمون تنها نشان‌دهنده هم‌تجمعی بین متغیرها در بلندمدت است، اما رابطه پویای کوتاه‌مدت را نشان نمی‌دهد.

به اعتقاد بسویج[1] (۱۹۹۴) تئوری‌های بلندمدت اقتصادی علاوه بر متغیرهای درون‌زا اغلب تعداد زیادی از متغیرهای توضیحی را دربردارد و متغیرهای درون‌زا ممکن است به نوبه خود به متغیرهای توضیحی جدید نیاز داشته باشند، بنابراین در مدل خودتوضیح برداری، ابعاد سیستم غیرقابل کنترل خواهد بود. هرچند رویکرد آزمون کرانه[2] ارائه شده توسط پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) صرفنظر از $I(1)$و $I(0)$بودن متغیرها با در نظر گرفتن درون‌زا و برون‌زا بودن آنها قابل استفاده است، اما در صورت وجود متغیر $I(2)$،فاقد اعتبار خواهد بود.

محدودیت‌های موجود در روش‌های یاد شده گاه موجب بروز نتایج متضاد و متناقضی می‌شود. در چنین شرایطی به دست آوردن نتایج یکسان به سختی امکانپذیر است، زیرا در یک آزمون هم‌تجمعی فرض H_0 رد می‌شود در حالیکه در آزمون‌های دیگر همان فرض پذیرفته می‌شود. برای غلبه بر این مشکل، بایر و هانک (۲۰۱۳) روش هم‌تجمعی جدیدی را مطرح کردند که با ترکیب همه آزمون‌های یادشده، نتایج هم‌تجمعی قابل اعتمادی را ارائه می‌دهد. این آزمون به عنوان یک روش ترکیبی از توان آزمون بالاتری نسبت به هریک از آزمون‌های هم‌تجمعی رایج برخوردار بوده و نتایج کاراتری ارائه می‌دهد.

در مطالعه حاضر با استفاده از رویکرد بایر و هانک به بررسی هم‌تجمعی بین کیفیت محیط زیست و نابرابری توزیع درآمد و دیگر متغیرهای توضیحی رایج اثرگذار بر کیفیت محیط زیست در ایران پرداخته می‌شود. بعد از آن با استفاده از الگوی خود توضیح با

1- Boswijk
2- Bound Testing Approach
3- Pesaran *et al.*

وقفه‌های گسترده *(ARDL)*ضمن بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو و سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت برآورد می‌شود.

مقاله حاضر بعد از مقدمه به شرح خواهد بود: در قسمت دوم برخی از مطالعات انجام شده در حوزه توزیع درآمد و کیفیت محیط زیست آورده شده است. در بخش سوم مبانی نظری و ساختار الگوبیان شده است. در بخش چهارم، نتایج و تجزیه و تحلیل الگوی برآوردی توضیح داده شده است. در آخرین بخش نیز خلاصه، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲- مروری بر مطالعات پیشین

اگرچه مطالعات نظری و تجربی زیادی در رابطه با رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست انجام شده است، اما توزیع درآمد و اثرات بالقوه آن بر کیفیت محیط زیست کمتر مورد توجه قرار گرفته است به نحوی که ادبیات رشد و محیط زیست عموما کیفیت محیط زیست را تابعی از متوسط درآمد سرانه در نظر گرفته و کمتر به سطح نابرابری اقتصادی به عنوان عوامل بالقوه اثرگذار بر کیفیت محیط زیست، توجه کرده‌اند.

در زمینه بررسی تاثیر نابرابری توزیع درآمد بر کیفیت محیط زیست مطالعات خارجی زیادی انجام شده است، اما براساس بررسی‌های انجام شده در هیچ مطالعه داخلی به این مساله پرداخته نشده است[۱].

۱-در رابطه با آزمون تجربی فرضیه کوزنتس زیست محیطی و بررسی تاثیر عوامل مختلف بر کیفیت محیط زیست (شاخص آلودگی) مطالعات داخلی بسیاری انجام شده است. این مطالعات را می‌توان به دو گروه کلی تقسیم کرد؛ گروه اول مطالعاتی را شامل می‌شود که با استفاده از آزمون‌های مختلف علیت به بررسی ارتباط علی بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست و دیگر متغیرهای اثرگذار بر آنها می‌پردازند. نتیجه کلی این گروه مطالعات که با استفاده از آزمون‌های علیت مختلف نظیر علیت گرنجری، علیت هسیائو و علیت یاماموتو- تودا به بررسی رابطه علی بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست (آلودگی) و دیگر متغیرهای اثرگذار بر ارتباط آنها می‌پردازد، بیانگر وجود رابطه علی بین دو متغیر کلیدی رشد اقتصادی و آلودگی است. گروه دوم شامل مطالعاتی است که با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی و برآورد فرم تقلیل‌یافته منحنی کوزنتس زیست محیطی به بررسی ارتباط رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست می‌پردازند. نتیجه این دسته از مطالعات متفاوت است به طوری‌که نتیجه مشترک مطالعاتی که با استفاده از الگوهای پانل به بررسی ارتباط رشد و کیفیت محیط زیست می‌پردازند بر صادق بودن فرضیه کوزنتس زیست محیطی دلالت دارد. به این معنی که برای کشورهایی که از سطوح درآمدی پایینی برخوردار هستند یک رابطه مستقیم بین آلودگی و رشد اقتصادی وجود دارد درحالی که برای کشورها با درآمد بالا ارتباط مورد نظر به شکل معکوس است. مطالعاتی که با استفاده از الگوهای سری زمانی به بررسی ارتباط مطرح شده می‌پردازند، وجود فرضیه کوزنتس زیست محیطی را به شکل ناقص مورد تایید قرار می‌دهند (به نقل از هراتی و همکاران ، ۱۳۹۲).

بویسی[1](۱۹۹۴)برای اولین بار به بررسی نظری تاثیر نابرابری بر کیفیت محیط زیست می‌پردازد. به اعتقاد وی، نابرابری بالاتر از دو طریق نرخ ترجیح زمانی و تجزیه و تحلیل هزینه- فایده فعالیت‌های آسیب‌رسان به محیط زیست موجب افزایش افت کیفیت محیط زیست می‌شود. به این صورت که نابرابری بالاترموجب افزایش نرخ ترجیح زمانی زیست محیطی و بدنبال آن کاهش نگرانی‌هایزیست‌محیطی می‌شود. درعین حال همراه با افزایش نابرابری، تمایل فقرا به استفاده بیش از حد از سرمایه‌های طبیعی و محیط زیست به عنوان تنها منبع درآمد فوری و در دسترس جهت تداوم حیات، افزایش پیدا می‌کند.

راوالیون و همکاران[2](۱۹۹۷)با استفاده از داده‌های انتشار گازهای آلاینده ناشی از سوخت‌های فسیلی، *GDP* سرانه تعدیل شده برحسب برابری قدرت خرید*(PPP)* و شاخص ضریب جینی مربوط به ۴۲ کشور به بررسی ارتباط بین آلودگی و نابرابری و اثرات متقابل آن با درآمد سرانه و جمعیت می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که کششدرآمدی انتشار آلودگی منفی و حدود ۱ درصد است. همچنین مقدار کشش درآمدی انتشار آلودگی، همراه با افزایش متوسط درآمد کاهش پیدا می‌کند و نسبت حساسیت انتشار آلودگی به توزیع مجدد درآمد ۱۰ کشور ثروتمند به۱۰ کشور فقیر دنیا حدود ۵ درصد است. همچنین نتایج بیانگر آن است که کشش درآمدی انتشار آلودگی تابعی افزایشی از شاخص ضریب جینی است. به این معنی که با افزایش نابرابری، اثر رشد درآمد بر انتشار آلودگی افزایش پیدا می‌کند.

اسکروگز[3](۱۹۹۸)با استفاده از الگوهای تلفیقی[4]و داده‌های ۲۲ کشور به بررسی تاثیر متغیرهای ضریب جینی، دموکراسی، تراکم جمعیت و سهم انرژی هسته‌ای در عرضه کل انرژی بر شاخص کیفیت محیط زیست می‌پردازد. نتایج به دست آمده با توجه به شاخص زیست محیطی مورد استفاده متفاوت است. همچنین دی برایان و همکاران[5](۱۹۹۸)نشان دادند که بین رشددرآمد و انتشار CO_2گروهی از کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادیو توسعه (*OECD*)[6]ارتباطی مثبت وجود دارد. به این معنی که نابرابری بالاتر درآمد

1- Boyce
2- Ravallion *et al.*
3- Scruggs
4- Pooled
5- De Bruyn *et al.*
6- Organization for Economic Co-operation and Development

انتشار CO_2 در کشورهای ثروتمند را از طریق افزایش نرخ رشد اقتصادی آنها، افزایش داده است.

توراس و بویسی (۱۹۹۸)[1] بر پایه مطالعه اولیه بویس «قاعده تصمیم‌گیری‌مجموع وزنی قدرت اجتماعی»(*PWSDR*)[2]ضمن بررسی ارتباط درآمد- آلودگی به بررسی تاثیر نابرابری بر محیط زیست در ۵۸ کشور طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۷۷ می‌پردازند. برای این منظور از سه شاخص مختلف نابرابری اقتصادی(ضریب جینی)، نرخ سواد بزرگسالان(*LIT*)[3]و حقوق سیاسی کل و آزادی‌های مدنی(*RIGHTS*)[4] استفاده می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری بزرگ‌تر در توزیع قدرت موجب افزایش آلودگی می‌شود و سواد و حقوق مالکیت از قدرت توضیحی بالاتری در کشورها با درآمد پایین برخوردار هستند. همچنین معیارهای بهبود توزیع قدرت مانند سطح سواد عمومی، افزایش آزادی‌های سیاسی و بهبود حقوق مدنی و توزیع درآمد، سیاست‌های موثرتری برای بهبود کیفیت محیط زیست در کشورهای فقیر هستند.

راوالیون و همکاران (۲۰۰۰) به بررسی تاثیر توزیع درآمد بر تخریب محیط‌زیست می‌پردازند. برای این منظور فرض می‌کنند هر دو گروه افراد ثروتمند و فقیر جامعه از تابع تقاضای ضمنی در رابطه با انتشار آلودگی برخوردار هستندبه‌طوری‌که مصرف اغلب کالاها به طور مستقیم (از طریق مصرف) و یا غیرمستقیم(از طریق تولید) همراه با انتشار آلودگی است. در این چارچوب برآیند میل نهایی به انتشار*MPE*[5]خانوارهای ثروتمند و فقیر تعیین‌کننده نحوی تغییر آلودگی نسبت به درآمد است. نتایج بیانگر آن است چنانچه افراد فقیر از *MPE* بالاتری نسبت به ثروتمندان برخوردار باشند، یک سیاست توزیع مجدد که موجب کاهش نابرابری شود؛ موجب افزایش انتشار آلودگی می‌شود. برعکس، اگر مردم فقیر از *MPE* پایین‌تری برخوردار باشند، کاهش نابرابری همچنین موجب کاهش سطح انتشار آلودگی می‌شود.همچنین اغلب مردم فقیر درآمد اضافی خود را به نیازهای ضروری مانند غذا و لباس اختصاص داده تا کالاهایی مانند خودرو که از نرخ انتشار آلودگی بالاتر برخوردارهستند.بنابراین*MPE* آنها باید پائین‌تر از ثروتمندان باشد. علاوه بر

1- Torras and Boyce
2- Power-Weighted Social Decisions Rule
3- Adult Literacy Rates
4- Aggregate of Political Rights and Civil Liberties
5- Marginal Propensity to Emit

این، آنها در مقایسه با ثروتمندان تمایل کمتری به استفاده از ابزار با کارایی بالاتر دارند که بیانگر *MPE* بالاتر آنها است. در عین حال استدلال مشابهی برای مقایسه بین کشورها با سطوح درآمدی متفاوت مطرح می‌کنندبه گونه‌ای که با کاهش نابرابری بین کشورها ممکن است با توزیع مجدد درآمد از کشورهابا *MPE* پایین به کشورها با *MPE* بزرگ‌تر(از یک)، گرمای جهانی افزایش پیدا کند. بنابراین درحالت کلی، اثر نابرابری بر انتشار آلودگی نامشخص بوده و بسته به آن است که آیا *MPE* همراه با رشد درآمد افزایش یا کاهش پیدا کند.

ماناگی[1](۲۰۰۰)به بررسی تاثیر نابرابری بر هزینه‌های تحقیق و توسعه (*R&D*) در حفاظت از محیط زیست می‌پردازد. برای این منظور ار داده‌های ۱۹ کشور عضو *OECD* طی دوره ۱۹۹۱-۱۹۸۰ استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری بالاتر موجب کاهش حفاظت از محیط زیست می‌شود. همچنین مارسیلانی و رینزترم[2] (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های پانل ۱۰ کشور صنعتی به بررسی تاثیر نابرابری بر حمایت‌های زیست محیطی می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری بالاتر شدت انتشار آلودگی را افزایش داده و از این رو موجب کاهش حمایت‌های زیست محیطی می‌شود.

هرنیک و همکاران[3] (۲۰۰۱) به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و کیفیت محیط زیست در چارچوب منحنی کوزنتس می‌پردازند. نتایج تجزیه و تحلیل بین کشوری بیانگر اثر منفی نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست است. درعین حال نتایج بیانگر آن است که میزان اثرگذاری نابرابری درآمد بر کیفیت محیط زیست بیش از اثر متغیرهای سیاسی است.

اریکسون و پیرسون[4](۲۰۰۳)با اضافه کردن این فرض که کارگزاران اقتصادی از ترجیحات متفاوتی نسبت به کیفیت محیط زیست و درآمد برخوردارند اقدام به توسعه الگوی استوکی[5] (۱۹۹۸)کردند. در این چارچوب، اقدام به تجزیه و تحلیل اثر درآمد و نابرابری زیست‌محیطی و دموکراسی بر کل آلودگی می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که برابری بالاتر توزیع درآمد بستگی به درجه دموکراسی دارد. در حالت دموکراسی کامل با

1- Managi
2- Marsiliani and Renstrom
3- Heerink *et al.*
4- Eriksoon and Persson
5- Stokey

فرض ثبات سایر شرایط، یک توزیع درآمد بالاتر موجب آلودگی کمتر شده که به طور غیرمستقیم با شواهد تجربی سازگار است در عین حال این نتیجه در تضاد با حالتی است که دموکراسی به شدت محدود شده است. علاوه براین، توسعه دموکراسی[1] عموما موجب درآمد و کیفیت محیط زیست پایین‌تری برای رای‌دهندگان میانه می‌شود. در این حالت، اگر کاهش مطلوبیت نهایی ناشی افت کیفیت محیط‌زیست بیش از مطلوبیت نهایی ناشی از مصرف باشد، رای‌دهندگان میانه تصمیم به تشدید قوانین زیست محیطی گرفته، بنابراین آلودگی کاهش پیدا می‌کند.

بران لوند و غلوش[2](۲۰۰۸)با استفاده از داده‌های خانوارهای سوئدی به بررسی ارتباط درآمد-آلودگی و نقش توزیع درآمد بر این ارتباط می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که اگر ارتباط درآمد-آلوگی غیرخطی باشد، سطح آلودگی کل در کشور، نه تنها به درآمد متوسط بلکه به چگونگی توزیع درآمد بستگی دارد. نتایج تجزیه و تحلیل نظری بیانگر آن است که بدون در نظر گرفتن فرضیات بسیار محدودکننده در رابطه با ترجیحات و توابع انتشار آلودگی، امکان تعیین دقیق شیب یا انحنای ارتباط آلودگی-درآمد وجود ندارد. نتایج تجزیه و تحلیل تجربی بیانگر آن است که ارتباط آلودگی-درآمد در اقتصاد سوئد از شیبی مثبت برخوردار است و برای تمامی شاخص‌های آلودگی مورد مطالعه(یعنی CO_2 و SO_2, Nox حداقل در همسایگی متوسط درآمد خانوارها)اکیدا مقعر است. علاوه براین نتایج بیانگر آن است که با تغییر توزیع درآمد، با فرض ثابت بودن متوسط درآمد، انتشار کل آلودگی تغییر می‌کند به گونه‌ای که افزایش برابری توزیع درآمد موجب افزایش انتشار می‌شود. بنابراین گسترش آلودگی همراه با رشد نه تنها به سطح درآمد، بلکه به نحوی توزیع آن بستگی دارد.

کلمنت و میونی[3](۲۰۰۸) به بررسی ارتباط بین نابرابری‌های اجتماعی و آلودگی در مجموعه‌ای از کشورهای درحال توسعه طی دوره ۱۹۸۸تا ۲۰۰۳ می‌پردازند.برای این منظور تاثیر ضریب جینی بر شاخص‌های آلودگی زیست محیطی مانند انتشار دی اکسید گوگرد و آلودگی آب‌را در قالب فرضیه کوزنتس زیست محیطی و داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج بیانگر آن است که میزان انتشار دی اکسید گوگرد، بیشتر

1- Democrasization
2- Brannlund and Ghalwash
3- Clement and Meunie

تحت تاثیر سطح ثروت (GDP سرانه) است وبه توزیع درآمد ارتباط چندانی ندارد. به عبارت دیگر، نابرابری تنها اثر محدودی بر انتشار SO_2 دارد، اما تاثیر نابرابری بر شاخص آلودگی آب قوی‌تر استبه این صورت که در کشورهای مورد مطالعه درجه بالاتر نابرابری همراه با آلودگی بالاتر آب بوده است.

درابو[1](۲۰۱۰)به بررسی ارتباط بین شاخص‌های سلامت، متغیرهای زیست‌محیطی و نابرابری درآمد می‌پردازد. در این چارچوب به بررسی این موضوع می‌پردازند که چگونه افت کیفیت محیط‌زیست به عنوان یک کانال که توزیع درآمد بر سلامت جامعه اثر می‌گذارد، شناخته می‌شود.برای این منظور، ابتدا اقدام به توسعه نظری الگوی ماناگی[2](۲۰۰۰)کرده که درآن درآمد نسبی از طریق سطح هزینه‌های کنترل آلودگی بر وضعیت سلامت جامعه اثر می‌گذارد. نتایج الگوی برآوردی بیانگر آن است که نابرابری درآمد تاثیر منفی بر کیفیت محیط‌زیست دارد و افت کیفیت محیط‌زیست موجب بدتر شدن سلامت جامعه می‌شود. علاوه براین، نتایج بیانگر آن است که نابرابری درآمد اثر منفی بر وضعیت سلامت می‌گذارد. همچنین با اضافه کردن متغیرهای زیست‌محیطی مانند شاخص‌های آلودگی هوا (CO_2 و SO_2) و شاخص آلودگی آب(BOD) به الگوی برآوردی، سطح و اهمیت آماری ضریب متغیر نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. این نتایج بیانگر آن است که کیفیت محیط‌زیست یک کانال مهم است که نابرابری درآمد از این طریق بر سلامت جامعه اثر می‌گذارد. این نتایج برای شاخص‌های آلودگی هوا و آب در هر دو گروه کشورهای ثروتمند و درحال توسعه صادق است.

بیک و گویساه[3](۲۰۱۳)رابطه نابرابری رشد و محیط زیست را با استفاده از داده‌های سری زمانی کشور آمریکا مورد بررسی قرار می‌دهند. در این چارچوب با استفاده از روش خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی ($ARDL$) اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در تولید گازهای گلخانه‌ای(CO_2) را مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که توزیع عادلانه‌تر درآمد موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌شود. همچنین در کوتاه‌مدت و بلندمدت، رشد

1- Alassane Drabo
2- Magnani
3- Baek and Gweisah

اقتصادی اثر مثبتی بر کیفیت محیط زیست دارد در حالی که مصرف انرژی اثر منفی بر محیط زیست دارد.

بررسی‌های انجام شده توسط محققان بیانگر آن است که با وجود فراوانی مطالعات داخلی در حوزه توزیع درآمد و کیفیت محیط زیست، هیچ مطالعه‌ای با استفاده از روش هم‌تجمعی بایر و هانک به بررسی تاثیر نابرابری اقتصادی (توزیع درآمد) بر کیفیت محیط زیست نپرداخته است. براین اساس، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت بایر و هانک (۲۰۱۳) به بررسی تاثیر نابرابری توزیع درآمد در کنار درآمد سرانه و مصرف انرژی بر آلودگی زیست محیطی در بلندمدت و کوتاه‌مدت در اقتصاد ایران می‌پردازد. نتایج به دست آمده از نقطه‌نظر برنامه‌ریزی برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار در افق چشم‌انداز ۱۴۰۴ و بهبود توزیع درآمد در کنار توجه به محیط زیست می‌تواند مورد توجه برنامه‌ریزان قرار گیرد.

۳- مبانی نظری و ساختار الگو

در خصوص ارتباط بین کیفیت محیط زیست و نابرابری توزیع درآمد دیدگاه‌های مختلف و متضادی وجود دارد[1]؛ از یکسو براساس دیدگاه راوالین و همکاران[2] (۱۹۹۷) بین کنترل آلودگی و برابری اقتصادی یک ارتباط بده-بستان[3] وجود دارد به نحوی که با افزایش سرمایه‌گذاری برای کنترل آلودگی و بهبود کیفیت محیط زیست، منابع مالی کمتری جهت بهبود توزیع درآمد و برابری اقتصادی در دسترس خواهد بود.

در سطح بین‌المللی یکی از مجراهاییکه از طریق آن نابرابری درآمد می‌تواند بر ارتباط درآمد و محیط‌زیست اثر بگذارد تفاوت میل نهایی به آلایندگی در کشورهای فقیر و ثروتمند است. اگر میل نهایی به آلایندگی در کشورهای فقیر از کشورهای ثروتمند بیشتر باشد، نابرابری بالاتر بین کشورها موجب افزایش سطح متوسط آلودگی جهانی شده و هرگونه تلاش برای بهبود توزیع درآمد تنها به هزینه افت بالاتر کیفت محیط‌زیست به دست می‌آید.

1- Torras and Boyce (1998)
2- Ravallion *et al.*
3- Trade-off

به بیان دیگر، توزیع مجدد درآمد ممکن است دارای آثار زیست‌محیطی متضادیهمراه با رشدباشد به گونه‌ای که هرگونه تلاش برای بهبود توزیع درآمد، موجب افت بیشتر کیفیت محیط زیست شود. علاوه براین، اعمال نفوذ کشورهای ثروتمند برای تحمیل هزینه‌های زیست محیطی بر کشورهای فقیرو کاهش توانایی جامعه برای رسیدن به راه‌حل همکاری در رابطه با مشکلات زیست محیطی مجراهای دیگری است که ممکن است از طریق آن نابرابری اقتصادیتاثیر منفی بر کیفیت محیط زیست بگذارد[1].

براساس دیدگاه توراس و بویسی[2](۱۹۹۸)بهبود توزیع درآمد می‌تواند اثر مثبتی بر کیفیت محیط‌زیست برجای گذارد. براساس این دیدگاه، برابری بالاتر توزیع درآمد و قدرت (سواد، حق مالکیت و آزادی‌های اجتماعی) از طریق تاثیر سیاست‌های حامی محیط‌زیست موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود.

به طورکلی نابرابری توزیع درآمد می‌تواند از طریق برآیند ترجیحات زیست محیطی دو گروه ثروتمند و فقیر جامعه بر کیفیت محیط زیست تاثیر بگذارد. برای یک سطح مشخص درآمد، نابرابری بالاتر نه تنها به معنی درآمد بالاتر برای ثروتمندان است، بلکه به معنی درآمد پایین‌تر فقرا است. با فرض اینکه کشش درآمدی تقاضا برای کیفیت محیط زیست مثبت باشد، انتقال یک واحد درآمد از فقرا به ثروتمندان به ترتیب موجب افزایش و کاهش تقاضای ثروتمندان و فقرا برای کیفیت محیط زیست می‌شود. اثر خالص این انتقال درآمد بر کیفیت محیط زیست به نوع ارتباط تقاضا-درآمد از حیث خطی، مقعر و یا محدب بودن، بستگی دارد. اگر ارتباط خطی باشد، این انتقال به دلیل یکسان بودن اثرگذاری بر تقاضای محیط زیست، تاثیری بر کیفیت محیط زیست نخواهد گذاشت. اگر ارتباط مورد نظر به شکل محدب (مقعر) باشد، انتقال درآمد از فقرا به ثروتمندان، تقاضا برای کیفیت محیط زیست را افزایش(کاهش) خواهد داد[3]. درعین حال تاثیر نابرابری اقتصادی بر کیفیت محیط زیست به عواملی مانند سطح درآمد کشورها، میزان مشارکت در موافقت‌نامه‌های همکاری، میل نهایی به انتشار آلودگی(*MPE*)[4] و تصمیم‌گیری‌های سیاسی در خصوص حمایت از محیط زیست بستگی دارد.

1-Boyce (1994) andOstrom (1990)
2- Torras and Boyce
3- Drabo (2010)
4- Marginal Propensity to Emit

در عین حال متغیرهای خاص هر کشور، مانند درآمد سرانه و میزان مصرف انرژی ناشی از سوخت‌های فسیلی می‌تواند بر کیفیت محیط زیست اثر بگذارد. در این رابطه افزایش درآمد می‌تواند به طور غیرمستقیم از طریق تغییر تقاضا و ترجیحات زیست محیطی افراد بر کیفیت محیط زیست اثر بگذارد. اگر کیفیت محیط زیست یک کالای لوکس باشد با افزایش درآمد سرانه، تقاضای جامعه برای دسترسی به محیط زیست با کیفیت بالاتر افزایش پیدا می‌کند. علاوه براین، کشورهای ثروتمند تمایل نسبی بیشتری به آب و هوای پاک و استانداردها و قوانین زیست محیطی شدیدتر، در مقایسه با کشورها با درآمد پایین دارند.

ویژگی عمومی بودن کیفیت محیط‌زیست به این معنی است که تحقق تقاضای موثرراه‌حل مساله شکست بازار است. در عین حال با افزایش درآمد و دسترسی به فناوری‌های پاک‌تر، امکان جبران شکست بازار افزایش می‌یابد. براین اساس، انتظار می‌رود با افزایش درآمد جامعه، سطح حفاظت از محیط زیست افزایش پیدا کند. در این رابطه دو عامل افزایش تقاضا برای کیفیت محیط زیست و افزایش توان پرداخت جامعه برای ایجاد تقاضای موثر از طریق فرآیندهای سیاسی بر کیفیت محیط‌زیست اثرگذار است، اما از آنجا که کیفیت محیط زیست به عنوان یک کالای عمومی در بازار قابل خرید و فروش نیست، تغییر تقاضای آن تنها به طور غیرمستقیم می‌تواند از طریق تغییرات فناوری، سیاست‌ها و قوانین و مقررات و میزان مصرف کالاهای آلاینده بر کیفیت محیط‌زیست اثر بگذارد.[1] همچنین مصرف سوخت‌های فسیلی به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع ایجاد آلودگی‌های زیست محیطی در دنیا شناخته می‌شود. انتظار می‌رود با افزایش مصرف این‌گونه سوخت‌ها میزان انتشار آلاینده‌های صنعتی افزایش و کیفیت محیط زیست کاهش پیدا کند.

برپایه مبانی نظری بیان شده به پیروی از مطالعه بایک و غلوش(۲۰۱۳) به بررسی ارتباط بین آلودگی محیط زیست و توزیع درآمد در ایران پرداخته می‌شود. الگوی تجربی مورد استفاده شکل تعدیل‌شده الگوی توراس و بویس(۱۹۹۸) و هیرنیک و همکاران(۲۰۰۱)[2] و به صورت معادله (۱) است.

$$\ln EQ_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln G_t + \beta_3 \ln E_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

1- World Bank (2013)
2- Heerink *et al.*

در معادله (۱)EQشاخص کیفیت محیط زیست وآلودگی(انتشارCO_2)، Yدرآمد سرانه، Gشاخص نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی)، E مصرف انرژی و £جمله اخلال تصادفی است.

برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت شاخص کیفیت محیط زیست و متغیرهای توضیحی، لازم است تا به همراه آزمون رابطه بلندمدت(هم‌تجمعی) به پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل نیز پرداخت. یک روش پیشنهادی مناسب استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه پسران و شین (۱۹۹۷)است. پسران و شین ثابت می‌کنند اگر بردار هم‌تجمعی حاصل از بکارگیری روش حداقل مربعات در یک الگو خود توضیح که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد به دست آید، افزون براینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است. فرم کلی الگوی $ARDL(s,n_1,....,n_k)$ را می‌توان به صورت معادله (۲) بیان کرد.

$$
\begin{aligned}
&Q(L,S)\,y_t = \sum_{i=1}^{k} {}^{-}_{i}(L,n_i)X_{it} + ¢'\,W_t + u_t \\
&Q(L,s) = (1 - a_1L - a_2L^2 - ..... - a_sL^s) \qquad (۲)\\
&{}^{-}_{i}(L,n_i) = (1 - {}^{-}_{i1}L - {}^{-}_{i2}L^2 - ..... - {}^{-}_{ini}L^{ni})
\end{aligned}
$$

که در آن L عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول است به‌طوری‌که $LX_t = X_{t-1}$، y_t متغیر وابسته موجود در مدل، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی بکار گرفته شده در مدل، K تعداد متغیرهای توضیحی بکار گرفته شده در مدل، $n_1,n_2,...n_i$ تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی، S تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و W_t بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدا، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است.

معادله (۲) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش‌های $s = 0,1,2,....,\ d$ و $n_i = 0,1,2,....,\ d$ و $i = 1,2,...,\ k$، یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ رگرسیون مختلف تخمین زده می‌شود. به‌زعم پسران و شین، معیار شوارز بیزین(SBC)[1] به‌منظور تصریح بهینه وقفه‌های مدل مناسب‌تر است. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه در تعداد

1- Schwarz Bayesian Criterion

وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا در نتیجه تعداد درجات آزادی کمتری از دست دهیم.[۱] همچنین الگوی تصحیح خطا ECM متناسب با الگوی $ARDL$ به صورت معادله (۳) است.

$$\Delta y_t = -Q(L,\hat{s})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} {}_{i0}\Delta x_{it} + \text{¢}'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{\hat{s}-1} Q^*\Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{ni}-1} {}_{ij}^{*}\Delta x_{t,t-j} + u_t \quad (۳)$$

که درآن $\Delta y_t, \Delta x_{it}, \Delta W_t$ به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب ${}_{ij}^{*}$ و Q^* نشان‌دهنده ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا است. الگوی تصحیح خطای مزبور به منظور ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا ECT_{t-1} همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش $ARDL$ است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس‌کننده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر شاخص کیفیت محیط‌زیست و متغیرهای توضیحی است

معادله (۳) به روش OLS تخمین‌زده و با انجام آزمون‌های لازم ساختار پویای کوتاه‌مدت مدل مشخص می‌شود. در الگوی تصحیح خطای مزبور ضریب ECT_{t-1} نشان‌دهنده سرعت تعادل به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از عدم تعادل در متغیر وابسته y_t طی دوره قبل در دوره جاری تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از صفر تا منفی یک تغییر نماید. در رابطه اخیر جمله تصحیح خطا ECT_t به صورت معادله (۴) تعریف می‌شود.

$$ECT_t = y_t - \sum_{i=1}^{k} \hat{}_i X_{it} - \hat{}\cdot' W_t \quad (۴)$$

٤- تجزیه و تحلیل نتایج تجربی

با توجه به روش برآورد، شکل کلی الگوی $ARDL$ مورد استفاده به صورت معادله (۵) است.

۱- در مطالعه حاضر از این معیار جهت تعیین تعداد وقفه‌های بهینه استفاده شده است.

$$\Delta \ln EQ_t = {}'_0 + \sum_{k=1}^{p} {}'\Delta \ln(EQ)_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} {}'_2\Delta \ln Y_{t-k} + \sum_{k=0}^{p} {}'_3\Delta \ln G_{t-k} + + \sum_{k=0}^{p} {}'_4\Delta \ln E_{t-k} + {}^{a}_1 \ln EQ_{t-1} + {}^{a}_2 \ln Y_{t-1} + {}^{a}_3 \ln G_{t-1} + {}^{a}_4 \ln E_{t-1} + {}^{|}_t \quad (۵)$$

ویژگی بارز روش پسران و شین این است که نیازی به تفکیک متغیرها از نظر $I(۱)$و $I(۰)$نیست. مراحل انجام برآورد الگوی مورد نظر بر اساس روش $ARDL$ به این صورت است: در مرحله اول با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، ایستایی سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل بررسی می‌شود. در مرحله دوم، همزمان با انتخاب تعداد وقفه بهینه متغیرها، الگوی پویای تحت بررسی برآورد می‌شود. در مرحله بعد با استفاده از نتایج به دست آمده در مرحله قبل به بررسی هم‌تجمعی الگوی پویای برآوردی پرداخته، بعد از تایید وجود رابطه بلندمدت با استفاده از الگوی پویای به دست آمده، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت برآورد می‌شود. در نهایت با تخمین الگوی تصحیح خطا با استفاده از ضریب جمله تصحیح خطا، ساختار پویای کوتاه‌مدت بررسی می‌شود.

از آنجا که بکارگیری سری‌های زمانی غیرساکن در روش‌های معمول اقتصادسنجی سبب بروز رگرسیون کاذب[1] می‌شود، لازم است قبل از انجام هرگونه برآوردی ابتدا از ساکن بودن سری‌های زمانی مورد استفاده در برآورد پارامترهای الگوی تحت بررسی اطمینان حاصل شود. به منظور بررسی ایستایی سری‌های زمانی از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در جدول(۱) آمده است.

همانطور که نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد همه متغیرها در سطح غیرساکن و دارای یک ریشه واحد هستند، اما بعد از یکبار تفاضل‌گیری ساکن می‌شوند. در اولین مرحله از بکارگیری الگوی $ARDL$، لازم است با استفاده از آزمون هم‌تجمعی مناسب به بررسی وجود هم‌تجمعی بین متغیرهای الگوی پرداخته شود.

1- Spurious Regression

جدول (۱)- نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم‌یافته داده‌های سری زمانی تحقیق

متغیر	با عرض از مبدا		با عرض از مبدا و روند	
	سطح	در تفاضل	سطح	در تفاضل
$\ln CO_2$	-۱/۵۷	-٦/٦۳	-۲/۱۷	-٦/٥٤
$\ln Y$	-۲/٤۱	-٦/٥۹	-۲/۲۷	-٦/٦٤
$\ln G$	-۰/۹٥	-۹/۳۸	-۲/٦۳	-۹/۳۸
$\ln E$	-۳/۷٤	-٤/۸٤	-۱/۱٦	-٥/۹٥

منبع: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار*Microfit*(مقدار آماره مک کینوین در سطوح ۱ و ۵ درصد به ترتیب ٤/۱۸- و ۳/۵۱- است.

امروزه آزمون‌های هم‌تجمعی به یکی از ابزارهای استاندارد برای انجام تحقیقات اقتصادی تبدیل شده است. برای این منظور آزمون‌های مختلفی که اکثر آنها در بسته‌های اقتصادسنجی بکار برده می‌شوند و به آسانی در دسترس هستند، پیشنهاد شده است (بایر و هانک،۲۰۱۳). در ابتدا انگل و گرنجر[1] (۱۹۸۷)، آزمون هم‌تجمعی را بر اساس جملات اخلال در یک روش دو مرحله‌ای مطرح کردند. یکی از مزایای این روش آن است که با استفاده از یک رگرسیون ساده، رابطه تعادلی بلندمدت مدل‌سازی می‌شود و برآوردگر حداقل مربعات معمولی به دست آمده از خاصیت سوپرسازگاری برخوردار است. این به آن معناست که نرخ همگرایی به مقدار واقعی سریع‌تر از تقریب‌های طبیعی است (ایندر[2]، ۱۹۹۳). با این حال انتقاداتی به این مدل وارد است.

اشکال اساسی آزمون هم‌تجمعی انگل-گرنجر این است که اگر یک خطا در مرحله اول وجود داشته باشد به مرحله دوم نیز منتقل می‌شود و برآوردهای گمراه‌کننده‌ای فراهم می‌کند. همچنین نادیده گرفتن جزء تاخیر ممکن است منجر به تورش قابل توجهی در نمونه‌های کوچک شود. علاوه بر این رگرسیون بلندمدت ایستا، شواهد تجربی قابل قبولی فراهم می‌کند، اما اگر بردار هم‌تجمعی از توزیع نرمال برخوردار نباشد، ممکن است نتایج ناکارآمدی به دست آید.در چنین وضعیتی، نمی‌توان تصمیم‌گیری صحیحی در مورد هم‌تجمعی بین متغیرها داشت. این مشکلات در رابطه با آزمون هم‌تجمعی انگل-گرنجر، توسط انگل و یو[3] (۱۹۹۱) برطرف شد. آزمون هم‌تجمعی انگل و یو نتایج تجربی بهتر و کارآمدتری را فراهم می‌کند و اگر توزیع برآوردگرها از بردار هم‌تجمعی نرمال نباشد این

1- Engle and Granger
2- Inder
3- Engle and Yoo

آزمون قابل استفاده است. در عین حال آزمون‌های هم‌تجمعب انگل و گرنجر، انگل و یو با توجه به قدرت توضیحی کم، نتایج دارای تورش ارائه می‌دهند. گرنجر، انگل و یو با توجه به قدرت توضیحی کم، نتایج دارای تورش ارائه می‌دهند.

آزمون فیلیپس و هانس[1] (۱۹۹۰)براساس نتایج فیلیپس (۱۹۸۸) و پارک[2] (۱۹۸۹)، استفاده از تصحیحات شبه پارامتری[3] برابیرآوردگرحداقل مربعات معمولی به منظور از بین بردن وابستگی به پارامترهای مزاحم را مطرح کردند و برآوردگری را که به طور مجانبی دارای توزیع نرمال است، معرفی و این برآوردگر OLS کاملا اصلاح شده ($FMOLS$)[4] نامیده شد. اما آزمون فیلیپس و هانس به بررسی وجود روند در داده‌ها نمی‌پردازد.

ایندر (۱۹۹۳) معتقد است که در مدل‌سازی رابطه بلندمدت بین متغیرهای $I(1)$به برآوردگری از پارامترها که دقت بالایی داشته باشد و روش آزمون فرضی که قدرتمند و قابل اعتماد باشد، نیاز است. با وجود متغیر تاخیری نتایج حاصل از روش برآود حداقل مربعات معمولی دارای تورش است و از این رو استنباط آماری انجام شده فاقد اعتبار خواهد بود. وی آزمون فیلیپس و هانس را نقد می‌کند و نشان می‌دهد روش نیمه پارامتری (OLSکاملا تصحیح شده) همه مشکلاتی را که در استفاده از روش حداقل مربعات معمولی وجود دارد، حل نمی‌کند. هرچند این روش موجب کاهش تورش می‌شود اما آن را به طور کامل از بین نمی‌برد.

ایندر (۱۹۹۳) استفاده از مدل نامقید تصحیح خطا ($UECM$)[5] را به عنوان جایگزین $FMOLS$پیشنهاد می‌کند؛ این روش حتی با وجود متغیرهای توضیحی درون‌زا برآورد دقیقی را ارائه می‌دهد. استوک و واتسون[6] (۱۹۹۳)، OLSپویا، یعنی آزمون تقدم و تاخرهای پویا[7] برای هم‌تجمعی مرتبه اول را هنگامی که تمام سری‌ها $I(1)$باشد، مطرح کردند (ایندر، ۱۹۹۳). در شرایطی که هدف محقق منحصرا بررسی هم‌تجمعی است، می‌توان از روش حداکثر درستنمایی هم‌تجمعی یوهانسن و جوسلیوس (۱۹۹۰) استفاده کرد.

1- Phillips and Hansen
2- Park
3- Simi-Parametric corrections
4- Fully Modified Ordinary Least Squares
5- Unrestricted Error Correction Model
6- Stock and Watson
7- Leads and Lags Dynamics Test

هم‌انباشتگی یک روش تک معادله‌ای است که رابطه بلندمدت بین متغیرها را با فراهم کردن تعداد بردارهای هم‌انباشتگی در مدل نشان می‌دهد. روش‌های تجربی برای بررسی هم‌تجمعی بین متغیرها، در شرایطی که یک از متغیرهای سیستمVAR، $I(0)$یا ترکیبی از $I(1)$و $I(0)$باشد، معتبر نیستند. تایج حداکثر درست نمایی هم‌تجمعی در مدل یوهانسن و جوسلیوس به درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها حساس است. این آزمون تنها نشان‌دهنده هم‌تجمعی بین متغیرها برای بلندمدت است، اما رابطه پویای کوتاه‌مدت را نشان نمی‌دهد.

بسویچ (۱۹۹۴)، درباره مدل VAR بیان می‌کند که تئوری بلندمدت اقتصادی علاوه بر متغیرهای درون‌زا اغلب تعداد زیادی از متغیرهای توضیحی را پیشنهاد می‌دهد و همه متغیرهای درون زا ممکن است به نوبه خود به متغیرهای توضیحی جدید نیاز داشته باشند به طوری که ابعاد سیستم غیرقابل کنترل می‌شود. همچنین یک مدل VAR به طور ذاتی یک مدل آماری به فرم تقلیل یافته است، بنابراین اگر تجزیه و تحلیل فرم تقلیل یافته وجود روابط بلندمدت را تایید کند، طبیعی است که برای به دست آوردن نتایج مورد نیاز باید به ساختار نگاه شود. به طور مشخص، یک مدل ساختاری شامل متغیرهای درونزا، برون‌زا و تجزیه و تحلیل و شناسایی روابط بلندمدت است. بنابراین بسویج آزمون هم‌تجمعی مطابق با مدل VAR و آزمون ایستایی در مدل‌های ساختاری را به عنوان یک مکمل ترجیحی بیان می‌کند[۱].

پسران و همکاران (۲۰۰۱)، رویکرد آزمون کرانه[۲] برای هم‌تجمعب یا الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده ($ARDL$) را برای بررسی دقیق رابطه بلندمدت بین چند سری زمانی پیشنهاد کردند. این رویکرد هم‌تجمعی صرفنظر از $I(1)$و $I(0)$بودن متغیرها با در نظر گرفتن درون‌زا و برون‌زا بودن متغیرها قابل کاربرد است. آزمون $ARDL$کرانه شواهد تجربی بلندمدت و همچنین رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها را به طور همزمان فراهم می‌کند. مشکل اصلی آزمون $ARDL$کرانه این است که این روش نتایج کارا و قابل اعتمادی را در صورت وجود رابطه هم‌تجمعی بین متغیرهای تک معادله فراهم می‌کند در

۱- برای مطالعه بیشتر به مقاله بسویچ (۱۹۹۴) مراجعه شود.

2- Bound Testing Approach

غیر این صورت نتایج گمراه‌کننده است. با وجود متغیر I(۲)، این آزمون قادر به ارائه نتایج تجربی نخواهد بود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

محدودیت‌های موجود در روش‌های یاد شده گاه موجب بروز نتایج متضاد و متناقض می‌شود. در چنین شرایطی به دست آوردن نتایج یکسان سخت است، زیرا در یک آزمون هم‌تجمعی فرض H_0 رد می‌شود در حالی‌که در آزمون‌های دیگر همان فرض پذیرفته می‌شود. برای غلبه بر این مشکل بایر و هانک (۲۰۱۳) روش هم‌تجمعی جدیدی را مطرح کردند که با ترکیب همه آزمون‌های تجمعی، نتایج قابل اعتمادی را به دست می‌آورد. این آزمون هم‌تجمعی برآورد کارایی را با نادیده گرفتن ماهیت روش آزمون‌های متعدد فراهم می‌کند. بنابراین بایر و هانک مقدار P آزمون هم‌تجمعی واحد را با پیروی از فیشر[1] (۱۹۳۲) به صورت معادله‌های (۶)، (۷) و (۸) فرمول بندی کردند.

$$i = -2\ln\sum_{i}(p_i) \qquad (۶)$$

$$EG-JOH = -2[\ln(P_{EG})+\ln(P_{JOH})] \qquad (۷)$$

$$EG-JOH-BO-BDM = -2[\ln(P_{EG})+\ln(P_{JOH})+\ln(P_{BO})+\ln(P_{BDM})] \qquad (۸)$$

در سه معادله (۶)، (۷) و (۸) مقادیر احتمال آزمون‌های هم‌تجمعی مختلف از قبیل انگل-گرنجر (۱۹۸۷)، یوهانسن (۱۹۹۰)، بوسویج (۱۹۹۴) و بنرجی و همکاران (۱۹۹۸) به ترتیب با *EGP*، *JOHP*، *BOP* و *BDMP* نشان داده شده است. برای تصمیم‌گیری در مورد وجود هم‌تجمعی بین متغیرها از آماره فیشر استفاده می‌شود. آماره فیشر برای آزمون *EC-JOH* در سطح معناداری ۵ درصد معادل ۱۰/۵۷۶ و برای آزمون *EG-JOH-BO-BDM* در سطح معناداری ۵درصدمعادل ۲۰/۱۴۳ است. اگر مقدار بحرانی به دست آمده از روش هم‌تجمعی ترکیبی بایر و هانک بیشتر از مقدار بحرانی فیشر باشد در این صورت فرض H_0 مبنی بر عدم وجود هم‌تجمعی رد می‌شود، و در غیر این صورت عدم وجود هم تجمعی پذیرفته خواهد شد.

جدول (۲)- نتایج آزمون هم‌تجمعی بایر و هانک

مدل	*EC-JOH*	*EG-JOH-BO-BDM*	طول *Lag*
$EQ = f(Y,G,E)$	۱۶/۳۰۵۵	۲۴/۴۲۸	۲

ماخذ: نتایج تحقیق با استفاده از نرم‌افزار *Stata*

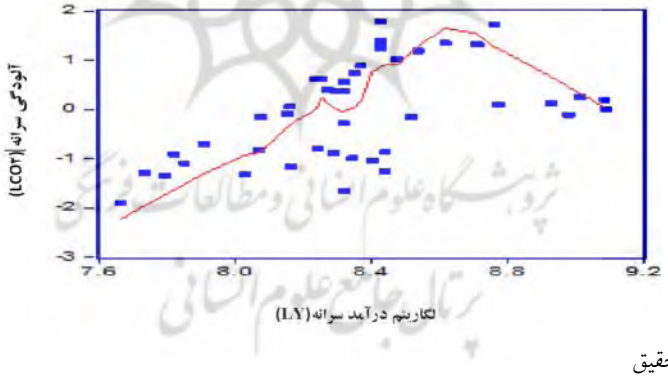
1- Fisher

با توجه به نتایج به دست آمده، رابطه‌ای بلندمدت بین آلودگی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد تایید می‌شود.

در مرحله بعد با استفاده از الگوی *ARDL*، برآورد ضرایب بلندمدت تخمین زده می‌شود. خلاصه نتایج ضرایب الگوی بلندمدت در جدول (۳) ارائه شده است. براین اساس، بین آلودگی و درآمد سرانه یک رابطه مثبت وجود دارد. به این معنی که با افزایش درآمد سرانه و همراه با رشد اقتصادی بالاتر کیفیت محیط زیست بدتر می‌شود. ضریب برآوردی برای متغیر درآمد سرانه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است.بنابراین در بلندمدت با یک درصد افزایش در درآمد سرانه، آلودگی سرانه به اندازه ۰/۲۷۲۲ درصد افزایش پیدا می کند. این نتیجه با توجه به این نکته که اقتصاد ایران در قسمت صعودی منحنی کوزنتس زیست محیطی*(EKC)*قرار دارد، دور از انتظار نیست[۱].

نمودار (۱)، ارتباط بین آلودگی سرانه *(LCO2)* و درآمد سرانه *(LY)* را در ایران طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۲ نشان می‌دهد. نزدیکترین خط متناظر با داده‌های مورد بررسی بیانگر ارتباط بین آلودگی و درآمد سرانه در ایران است. روند کلی نمودار بیانگر یک ارتباط مستقیم بین آلودگیو رشد درآمد در اقتصاد ایران است.

نمودار (۱)-آلودگی سرانه *(LCO2)*ودرآمد سرانه*(LY)* در ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳٤٦



منبع:نتایج تحقیق

۱- از جمله مطالعات داخلی که وجود ارتباط مثبت بین آلودگی و رشد اقتصادی در ایران را تایید کرده‌اند، می‌توان به محمدباقری(۱۳۸۹)، فطرس و همکاران (۱۳۸۹) و هراتی و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد. همه این مطالعات بیانگر این نتیجه هستند که فرضیه کوزنتس زیست محیطی به شکل ناقص(و آن هم در قسمت صعودی آن) برای اقتصاد ایران صادق است.

ضریب برآوردی برای متغیر نابرابری توزیع درآمد(ضریب جینی) برابر ۱/۶۴۷ است. به این معنی که بین کیفیت محیط زیست و نابرابری اقتصادی رابطه منفی معنی‌داری وجود دارد به طوری‌که در بلندمدت یک درصد افزایش در ضریب جینی (افزایش نابرابری توزیع درآمد) موجب افزایش ۱/۶۴۷ درصدی در آلودگی و افت بیشتر کیفیت محیط زیست می‌شود. به طور ضمنی این نتیجه بیانگر این نکته است که با بهبود توزیع درآمد، تقاضا برای کیفیت محیط‌زیست و محیط‌زیست پاک افزایش پیدا کرده و خود می‌تواند موجب بکارگیری استانداردهای زیست محیطی شدیدتر و اعمال قوانین زیست محیطی سختگیرانه‌تر و از این رو بهبود کیفیت محیط زیست شود[۱].

جدول (۳)- نتایج الگوی بلندمدت کیفیت محیط زیست و توزیع درآمد

متغیر	ضریب	آماره t
$\ln Y$	۰/۲۷۳۲	۲/۱۲(۰/۰۴۱)
$\ln G$	۱/٦٤٧	۱/۷۸۹(۰/۰۸۸)
$\ln EN$	۰/٥٤٨	٦/۷۱٤(۰/۰۰۰)
CON	-۲/۳۸٤	-۱/۷۷۷(۰/۰۸٤)
$D57$	-۰/٤۳٥	-۳/۲۰۸(۰/۰۰۳)

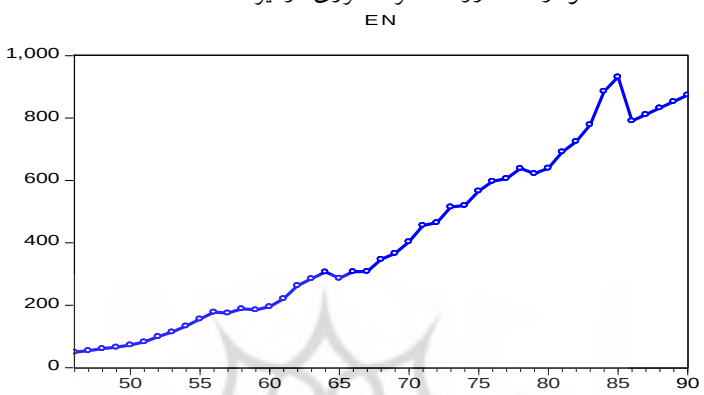
منبع: نتایج برآورد با نرم‌افزار *Microfit*

ضریب برآوردی برای متغیر مصرف انرژی به عنوان یک عامل اثرگذار بر انتشار دی‌اکسید کربن دارای تاثیر معنی دار و مثبت‌آلودگی محیط زیست است. براین اساس کشش آلودگی نسبت به مصرف انرژی کاملا معنی‌دار و برابر ۰/۵۴۸ است. به این معنی که در بلندمدت با یک درصد افزایش در مصرف انرژی، شاهد افزایش ۰/۵۴۸ درصدی در انتشار CO_2 افت کیفیت محیط زیست رخ خواهد داد. این نتیجه با توجه به سیاست‌های بکار گرفته شده در بخش انرژی در ایران دور از انتظار نیست، چراکه اعطای یارانه در مقیاس وسیع به مصرف انرژی، استفاده از ماشین‌آلات آلاینده، تکنولوژی قدیمی و سرانه مصرف بالای آن در مقایسه با استاندارد جهانی از جمله عواملی است که می‌تواند در

۱- این نتیجه متناظر با یافته های توراس وبویس(۱۹۹۸)، ماناگی(۲۰۰۱) و بایک و غلوش(۲۰۱۳) است.

توجیه رابطه مثبت بین افت کیفیت محیط زیست و مصرف انرژی در اقتصاد ایران مورد توجه قرار گیرد.[1] نمودار (۲) بیانگر روند صعودی مصرف انرژی طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۲ در ایران است.

نمودار (۲)- روند مصرف انرژی در ایران(۱۳۹۲-۱۳٤٦)



منبع: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از الگوی تصحیح و خطا بیانگر معنی‌داری کامل ضریب تصحیح خطا (ECT_{t-1}) است. براساس نتایج جدول (۴) مقدار ضریب برآوردی برابر ۰/۵۰۵- است که بیانگر سرعت تعدیل نسبتا بالای الگو از عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براین اساس، هرگونه انحراف کوتاه‌مدت در متغیر وابسته بعد از حدود دو دوره (دو سال) به طور کامل رفع می‌شود. این نتیجه همچنین موید وجود رابطه هم‌تجمعی بین متغیرهای الگوی مورد بررسی است. در نهایت نتایج آزمون‌های تشخیص‌پذیری[2] به منظور اطمینان از برقراری فروض کلاسیک رگرسیون انجام شده است. خلاصه این نتایج در جدول (۴) آورده شده است. براین اساس، آزمون‌های تشخیصی در رابطه با الگوی

۱-ضریب مربوط به متغیر مجازی انقلاب (D57) از نظر آماری معنی‌دار بوده و بیانگر تاثیر منفی شوک انقلاب بر میزان انتشار آلودگی در اقتصاد ایران است. این نتیجه با توجه به تاثیر منفی انقلاب بر مصرف و تولید انرژی در اقتصاد ایران دور از انتظار نیست.

2-.Diagnostic Tests

کوتاه‌مدت بیانگر آن است که تمامی فروض کلاسیک در خصوص رگرسیون برآوردی صادق است. این نتایج بیانگر مناسب بودن الگوی *ARDL* برآوردی است.

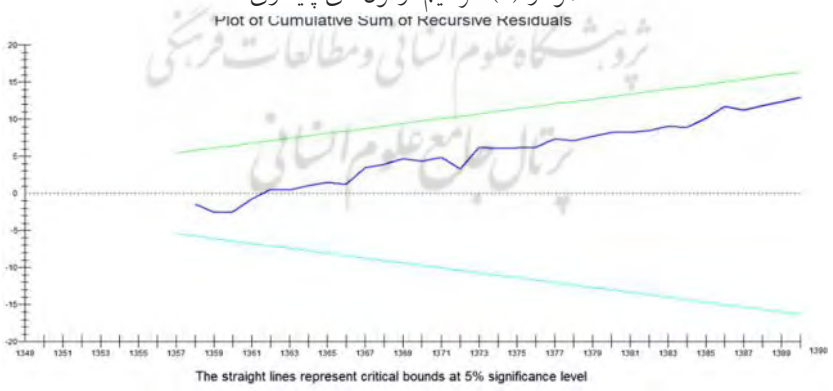
آزمون*CUSUM*به منظور آزمون پایداری ساختاری الگوی مورد استفاده قرار گرفته است. نمودار (۳) بیانگر آن است که ضرایب برآوردی طی دوره مورد بررسی پایدار است. بنابراین در کل الگوی *ARDL* برآوردی از اعتبار کافی برخوردار است.

جدول (٤)- نتایج الگوی کوتاه مدت و آزمون‌های تشخیص‌پذیری

متغیر	ضریب	آماره t
$\Delta \ln Y$	۰/۱۳۸	۱/٦٨٤(۰/۱۰۱)
$\Delta \ln G$	۰/۵۸٤	۱/۵۷۹(۰/۱۰)
$\Delta \ln EN$	۰/۲۷٦	۵/۸٤۲(۰/۰۰۰)
$\Delta D57$	-۰/۰۹۱۸	-۲/٦۳۱(۰/۰۱۳)
ECT_{t-1}	-۰/۵۰۵	-٤/٦٦٦(۰/۰۰۰)
خود همبستگی	۱/۵۵۸ (۰/۲۱۲)	
فرم تابعی	۰/٤۱۳ (۰/۵۲۰)	
واریانس همسانی	۰/٤٤۸ (۰/۷۷۹)	
نرمال بودن	٤/۱۳۵ (۰/٤۲)	

منبع: نتایج برآورد با نرم افزار *Microfit*

نمودار (۳)-ترسیم آزمون‌های پایداری



منبع: نتایج تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

هدف اصلی مطالعه حاضربررسی ارتباط بین کیفیت محیط زیست (آلودگی) و نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران است. برای این منظور با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۹۲-۱۳۴۶ و روش هم‌تجمعی بایر و هانک (۲۰۱۳) و در قالب یک الگوی *ARDL*به بررسی هم‌تجمعی و رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای آلودگی و نابرابری توزیع درآمد در اقتصاد ایران پرداخته شده است.

نتایج آزمون هم‌تجمعی بایر و هانک بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر آلودگی زیست محیطی و متغیرهای توضیحی الگو است به طوری‌که رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیر آلودگی و متغیرهای درآمد، نابرابری توزیع درآمد و مصرف انرژی در اقتصاد ایران وجود دارد. براین اساس می‌توان گفت با ادامه روند فعلی دستیابی به اهداف توسعه پایدار و بهبود توزیع درآمد غیرممکن به نظر می‌رسد.

با توجه به ارتباط مثبت بین آلودگی و درآمد، لازم است تا به منظور دستیابی به اهداف توسعه پایدار در بلندمدت زمینه بهبود کیفیت محیط زیست همراه با رشد اقتصادی بالاتر مهیا شود. در این رابطه می‌توان به سیاست‌های زیست محیطی مانند مالیات زیست محیطی و تشدید استانداردهای زیست محیطی و نیز تسهیل فرایند انتقال تکنولوژی های پاک و کمتر آلاینده و... اشاره کرد. با توجه به تاثیر مثبت نابرابری توزیع درآمد بر آلودگی، انتظار می‌رود با بهبود توزیع درآمد، همراه با افزایش تقاضا برای محیط زیست پاک‌تر، فشارهای سیاسی برای اعمال سیاست‌های زیست‌محیطی شدیدتر بیشترو دستیابی به فرایند توسعه پایدار تسهیل شود. بنابراین توصیه می‌شود دولت به منظور بهبود کیفیت محیط زیست در بلندمدت طراحی سیاست‌های بهبود توزیع درآمد را در دستور کار خود قرار دهد.

ارتباط مثبت بین آلودگی و مصرف انرژی با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از انرژی مصرفی داخلی از سوخت‌های فسیلی تامین می‌شود، می‌تواند بیانگر نامناسب بودن سیاست‌های بخش انرژی(مانند اعطای یارانه‌های گسترده به انرژی در سال‌های گذشته) و عدم توجه به مشکلات زیست محیطی همراه با آن باشد. این درحالی است که دستیابی به سیاست‌های توسعه پایدار در بلندمدت و افق چشم‌انداز ۱۴۰۴ نیازمند بازنگری سیاست‌های بخش انرژی و توجه کافی به مسائل زیست‌محیطی در این رابطه است.

به نظر می‌رسد برنامه‌ریزی برای اصلاح تدریجی نظام قیمت‌گذاری حامل‌های انرژی بالاخص سوخت‌های فسیلی، جایگزینی سوخت‌های کمتر آلاینده و پاک و استفاده از تکنولوژی‌های کارآتر و با آلایندگی کمتر از ضروریات دستیابی به اهداف توسعه پایدار در بلندمدت است.

با توجه به چند بعدی بودن برنامه‌های توسعه بلندمدت و ضرورت توجه به مسائل زیست محیطی در کنار بهبود توزیع درآمد، ایجاد هماهنگی لازم بین سیاست‌های مختلف در حوزه اقتصاد بخش عمومی و محیط زیست ضروری به نظر می‌رسد.

۷- منابع

الف) فارسی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه ی بانک مرکزی سال‌هایمختلف.

ترازنامه انرژی ایران، سال های مختلف وزارت نیرو، معاونت امور انرژی.

فطرس، محمدحسن، غفاری، هادی و شهبازی، آزاده (۱۳۸۹)، «مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت»، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره اول، صص: ۷۷-۵۹.

محمدباقری، اعظم (۱۳۸۹)،«بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشاردی اکسید کربن در ایران» ، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۷، صص: ۱۲۹-۱۰۱.

هراتی، جواد؛ اسلاملوئیان، کریم و محمدعلیقطمیری(۱۳۹۲)، «بررسی ارتباط شدت آلودگی، تجارت و رشد اقتصادی در ایران: یک الگوی سیستم معادلات همزمان»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دهم، شماره ۳۶، صص: ۴۴-۱.

ب) انگلیسی

Bayer, Ch. & Hank, Ch. (2012),“Combining Non-Cointegration Test”, Working paper.

Boswijk, H.P. (1994), “Testing for an Unstable Root in Conditional and Unconditional Error Correction Models”,*Economic* 63: 37-60.

Baek, J (2011), "The Environmental Consequences of Economic Growth Revisited",*Economics Bulletin* 31:1198–1211.

Baek, J and G. Gweisah (2013), "Does Income Inequality Harm the Environment?: Empirical Evidence from the United States",*Energy Policy*62:1434-1437.

Banerjee, A. Dolado, J. & Mestre, R. (1998), "Error-Correction Mechanism Test for Cointegratoin in a Single-Equation",*Journal of Time Series Analysis* 19 (3):267-283.

Boyce, J. K (1994),"Inequality as a Cause of Environmental Degradation",*Ecological Economics* 11: 169–178.

Brannlund, R. and Ghalwash, T. (2008), "The Income –pollution Relationship and the Rule of Income Distribution Evidence from Swedish Household Data", Working Paper.

Clement, M. & Meunie. A. (2008), "Economic Growth, Inequality and Environment Quality: An Empirical Analysis Applied to Developing and Transition Countries", Cahiers du GREThA 2008-13, Groupe de Recherche en Economie Théorique et Appliquée.

De Bruyn, S. M., van den Bergh, J. C. J. M. & Opschoor, J. B. (1998), "Economic Growth and Emissions: Reconsidering the Empirical Basis of Environmental Kuznets Curve",*Ecological Economics* 25: 161–175.

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

Engle, R. F. & yoo, B. S. (1991), "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results in Engle", R. F, Granger, C.W.J. Long-run Economic Relationships Readings in Cointegration.

Eriksson, C. & Persson, J. (2003), "Economic Growth, Inequality, Democratization, and the Environment", *Environmental and Resource Economics* 25: 1-16.

Heerink, N., Mulatu, A. and E. Bulte (2001), "Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves", *Ecological Economics* 38: 359–367.

Inder,(1993),"Estimating Long-run Relationships Economics",*Journal of Econometrics* 57: 53-68.

Iwata, H., Okada, K. and S. Samreth (2010), "Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO_2 in France: the Role of nuclear Energy",*Energy Policy* 38: 4057-4063.

Jalil, A. and Mahmud, S. F (2009), "Environment Kuznets Curve for CO_2 Emissions: a Cointegration Analysis for China",*Energy Policy* 37: 5167-5172.

Johansen, S. & Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money",*Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52(2): 169-210.

Kim, H.S. and Baek, J. (2011), "The Environment Consequence of Economicof Growth Revisited",*Economic Bulletin* 31:1198-1211.

Magnani, E (2000), "The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution",*Ecological Economics* 32: 431–43.

Pesaran, M . H , Shin, Y. and R.J. Smith (2001),"Bounds Testing Approaches to the Analysis ofLevel Relationships",*Journal of Applied Econometrics* 16: 289–326.

Phillips, P. C. B. & Hansen, B. E. (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression withProcesses",*Reviews Economic Statistics* 57: 99-125.

Ostrom, E. (1990), Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action, Cambridge, Cambridge University Press.

Ravallion, M., Heil M. & Jalan, J. (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: 259-275.

Soytas, U., Sari, R. and T. Ewing (2007),"Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the U.S",*Ecological Economics* 62 : 482–489.

Stokey, N, 1998, "Are There Limits to Growth?",*International Economic Review* 39: 1-31.

Torras, M. and J. K. Boyce (1998),"Income, Inequality, and Pollution: Are Assessment of the Environmental Kuznets Curve",*Ecological Economics* 25: 147–160.

World Bank. (2013), World Bank World Tables 2013, Washington, DC: World Bank.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

An Investigation of the Long-run and Short-run Impacts of Income Inequality on Quality of Environment in Iran (An Application of the Bayer-Hanck Cointegration Approach)

Javad Harati[1]
Taghi Ebrahimi Salari[2]
Toktam Amini[3]

Received: 06/01/2016
Accepted: 26/10/2016

Abstract

The main objective of this study is investigation the impact of income inequality on quality of environment in Iran in the long-run and short-run. For this purpose, using annual data during the period 1967-2013 and Bayer-Hanck Cointegration approach to examine the impact of income inequality on environmental quality in Iran. The short-run and long-run effects of income inequality, economic growth and energy consumption on CO_2emission in the Iran are examined with using the autoregressive distributed lag (ARDL) approach. The results show that more equitable distribution of income cause better environmental quality in the short-run and long-run. It is also the short-run and long run, economic growth has a beneficial effect on environmental quality, whereas energy consumption has a detrimental effect on the environment. Therefore, applying the income distribution improvement policies aside to revise energy sector policies and using the cleaner technologies can be used by policy makers as an instrument for long run development targets.

Keywords :*Income Inequality, Environment Quality, Bayer-Hanck Cointegration approach, Autoregressive with Distributed Lag Model*

JELClassification*: Q55, I33, C13*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Assistant Professor in Economics, University of Bojnord. Corresponding Author.
Email: j.herati@ub.ac.ir
2- Assistant Professor in Economics , Ferdowsi University of Mashhad.
Email: ebrahimi@um.ac.ir
3- PhD Student in Economics, , Ferdowsi University of Mashhad
Email: t.amini@gmail.com