اقتصاد کشاورزی / جلد ۸/ شماره ۳/ صفحه‌های ۱۳۲-۱۱۵

بررسی رابطه هم‌جمعی میان آلودگی هوا، تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی و تجارت باز در ایران

(کاربرد نظریه محیط زیستی کوزنتس)

حمید امیرنژاد و مریم اسدپورکردی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۷/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۹/۲۹

چکیده

امروزه تخریب محیط زیست به یکی از موضوع‌های بحث‌برانگیز در بین اقتصاددانان محیط زیست تبدیل شده است. با افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای از جمله دی اکسید کربن، جهان با خطر گرم شدن کره زمین، افزایش سطح آب دریاها و همچنین تغییرات عمده‌ای در اکوسیستم‌های طبیعی روبه رو می‌باشد. در این پژوهش، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای دی اکسید کربن، شدت انرژی، رشد اقتصادی و تجارت باز، در قالب فرضیه محیط زیستی کوزنتس و با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) در سال‌های ۲۰۱۱–۱۹۶۵ برای ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت رابطه درجه سوم (حالت N شکل) فرضیه محیط زیستی کوزنتس تأیید شده است. علاوه بر این، متغیر تجارت باز در بلندمدت معنی‌دار نشده ولی در کوتاه‌مدت اثر مستقیمی بر انتشار دی اکسید کربن داشته و باعث افزایش آلودگی شده است. همچنین، متغیر شدت انرژی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی اکسید کربن داشته است و ضریب این متغیر (۰/۸۶) به‌دست آمده که بیانگر این است که به ازای یک درصد افزایش در میزان شدت انرژی به اندازه ۰/۸۶ درصد منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود. از این رو، باید اقدام‌های لازم برای اصلاح الگوی مصرف انرژی در کشور صورت پذیرد تا سبب کاهش انتشار دی اکسید کربن شود.

طبقه‌بندی JEL: Q5, Q53, Q56

واژه‌های کلیدی: انتشار دی اکسید کربن، شدت انرژی، رشد اقتصادی، فرضیه محیط زیستی کوزنتس، الگوی خود رگرسیونی با وقفه توزیعی

[۱] به ترتیب؛ دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری.
Email:hamidamirnejad@yahoo.com

مقدمه

در سال‌های اخیر موضوع تغییرات آب و هوایی ناشی از گرم شدن کره زمین، تبدیل به یک نگرانی عمده در سراسر جهان شده است. بنابر گزارش هیئت بین دولتی تغییرات آب و هوایی *(IPCC)*[1] در سال ۲۰۰۷، میانگین دمای جهان در سده آینده بین ۱/۱ تا ۴/۶ درجه سلسیوس افزایش می‌یابد. مهم‌تر از همه، افزایش تنها ۲ درجه سلسیوس منجر به یک تغییر عمده در اکوسیستم‌های طبیعی و افزایش سطح آب دریا می‌شود که ممکن است زندگی ۵۰ درصد از جمعیت جهان را که در مناطق ساحلی زندگی می‌کنند، تهدید کند (لائو و همکاران، ۲۰۰۹). دانشمندان، گازهای گلخانه‌ای *(GHG)*[2]، به عنوان مثال دی اکسید کربن *(CO_2)* را عامل اصلی گرم شدن کره زمین می‌دانند. برخلاف دیگر آلاینده‌ها، مانند دی اکسید گوگرد *(SO_2)* که بیشتر تأثیر محلی دارد، انتشار گاز CO_2 باعث چالش‌هایی در مقیاس جهانی می‌شود. همچنین، اثرات گازهای گلخانه‌ای علاوه بر گرم شدن کره زمین منجر به آلودگی‌های محیط زیستی دیگری مانند باران‌های اسیدی نیز می‌شود. در نتیجه، این پرسش که آیا رشد اقتصادی باعث افزایش گازهای گلخانه‌ای می‌شود؟ یک موضوع بحث برانگیز در بین اقتصاددانان محیط زیست می‌باشد (لائو و همکاران، ۲۰۱۴). بیان این موضوع با طرح فرضیه محیط زیستی کوزنتس[3] وارد تحلیل‌های اقتصادی شد و اقتصاددانان محیط زیست در قالب این فرضیه به ارتباطی بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی به‌صورت U وارون دست یافتند، که این فرضیه پایه بسیاری از پژوهش‌های علمی قرار گرفت و توجه به مسائل محیط زیستی را افزایش داد. با توجه به اهمیت رشد و توسعه‌ی اقتصادی و توجه جامعه جهانی به مسائل محیط زیست پژوهش‌های زیادی در ارتباط با رشد اقتصادی و آلودگی در سطوح ملی و بین‌المللی پرداخته شده است.

دگرگونی‌ها در نگرش‌های مربوط به مسائل محیط زیستی در جهان نخستین بار در اوایل دهه هفتاد رخ داد که حول محور کیفیت محیط زیست در برابر رشد اقتصادی بحث می‌کرد. در این دوره، محققان باور داشتند که رشد اقتصادی با حفظ کیفیت محیط زیست در تضاد می‌باشد که در اواخر این دهه موجب اوج گرفتن مسائل مربوط به تجارت و محیط زیست شد و اعتراض طرفداران محیط زیست به وضعیت محیط زیست در اثر آزادسازی تجارت شد (لطفی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱). آنان بر این باور بودند که آزادسازی تجاری باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی

---

[1] Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)

2 Greenhouse Gas

[3] Environmental Kuznets Carve (EKC)

شده و در نتیجه منجر به استفاده نامناسب از منابع و انرژی می‌شود. در واقع، تجارت باز نقش حیاتی و مؤثری در کیفیت محیط زیست ایفا می‌کند (گراسمن و کروگر، ۱۹۹۱). در این رابطه، کپلند و تیلور[1] (۲۰۰۴) آثار آزادسازی تجاری بر وضعیت محیط زیست را به سه اثر مقیاس، ترکیب و فناوری تفکیک کردند. اثر مقیاس که منجر به رشد اقتصادی می‌شود، تأثیر منفی بر کیفیت محیط زیست دارد. اثر ترکیب بیانگر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و یا به‌طور کلی تغییر در ساختار اقتصاد است و اثر فناوری بیانگر تغییر در فناوری تولید است (رزک و راجرز، ۲۰۰۸). در واقع، اثر مقیاس آزادسازی تجارت باعث افزایش تخریب محیط زیست، اثر فناوری منجر به کاهش تخریب محیط زیست می‌شود و اثر ترکیب هم بستگی به نوع مزیت نسبی دارد. در بنیادی‌ترین سطح، تجارت و محیط زیست به یکدیگر وابسته‌اند چرا که تمام فعالیت‌های اقتصادی بر پایه محیط زیست است. این اساس، برای تمام نهاده‌های پایه (فلزها و مواد معدنی، جنگل‌ها و شیلات) و برای انرژی مورد نیاز برای تمام مراحل کار وجود دارد. در واقع، آثار تجارت بر محیط زیست بستگی به این موضوع دارد که تا چه حد محیط زیست و هدف‌های تجاری می‌توانند به صورت مکمل هم عمل کنند و از یکدیگر حمایت متقابل داشته باشند (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱).

پژوهش‌های زیادی در ارتباط با منحنی محیط زیستی کوزنتس در داخل و خارج از کشور انجام شده که به برخی از آنها اشاره می‌شود.

بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) رابطه رشد اقتصادی، جمعیت شهرنشینی، مصرف انرژی، آزادی تجاری و انتشار CO_2 را به روش خود رگرسیون برداری (VAR)[2] بررسی کردند. نتایج نشان داد، رابطه مثبت بین تمام متغیرهای مستقل با CO_2 در ایران وجود دارد. مبارک و محمدلو (۱۳۸۸) به منظور ارزیابی تأثیر آزادسازی تجاری بر انتشار دی اکسید کربن، نیتروژن و سولفور گوگرد و بررسی ارتباط منحنی محیط زیستی کوزنتس با فرضیه پناهندگی آلودگی، و با استفاده از روش داده‌های پانل در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش آزادسازی تجاری و درآمد سرانه در کشورهای توسعه‌یافته به کاهش انتشار گازهای آلاینده منجر می‌شود و در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و در حال توسعه موجب افزایش انتشار این گازها می‌شود.

---

[1] Copeland and Taylor
[2] Vector Autoregression

واثقی و اسماعیلی (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی عامل‌های مؤثر بر میزان انتشار دی اکسید کربن و فرضیه محیط زیستی کوزنتس در ایران در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۵۳ الی ۱۳۸۲ پرداختند. نتایج نشان داد که دو متغیر سهم ارزش افزوده‌ی بخش صنعت از *GDP* و تغییرات دما، اثر معنی‌داری برمیزان انتشار CO_2 دارد و همچنین در این پژوهش، فرضیه *EKC* در ایران تأیید شده است. فطرس و معبودی (۱۳۹۰) به بررسی رشد اقتصادی، آلودگی هوا و مصرف انرژی در ایران پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه علیت دو سویه‌ای بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر CO_2 وجود دارد. لطفی‌پور و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و انتشار گاز CO_2 و متغیرهای شدت انرژی و آزادی تجاری به روش *ARDL* پرداختند. نتایج نشان داد به‌رغم ارتباط بلندمدت متغیرهای تحقیق با CO_2، منحنی محیط زیستی کوزنتس در ایران تأیید نشده است. فطرس و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی رابطه CO_2 و شدت انرژی و تجارت باز با داده‌های سری زمانی و به روش *ARDL* در ایران پرداختند. نتایج بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی‌دار میان شدت انرژی و آلودگی هوا و ارتباط مثبت بین باز بودن اقتصاد و آلودگی هوا در بلندمدت می‌باشد.

فریدل و گتزنر (۲۰۰۳) در یک اقتصاد باز (اتریش) با هدف پیدا کردن رابطه‌ای بین توسعه‌ی اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن به بررسی تعیین‌کننده‌های انتشار CO_2 پرداختند. نتایج آنها نشان داد یک رابطه درجه سوم (*N* شکل) بین *GDP* و CO_2 در دوره زمانی ۱۹۶۰-۱۹۹۹ وجود دارد. اکبوستانسی و همکاران (۲۰۰۹) رابطه بین انتشار CO_2 و SO_2 با مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در قالب فرضیه *EKC* در ترکیه در دو مرحله (در سطوح ملی و استانی) بررسی کردند. نتایج نشان داد که رابطه افزایشی بین انتشار آلودگی و رشد اقتصادی در سطح ملی می‌باشد و رابطه U وارون در سطح استانی دیده شده است. ایوتا و همکاران (۲۰۰۹) وجود فرضیه *EKC* را در فرانسه یکبار با در نظر گرفتن انرژی هسته‌ای و بار دیگر با لحاظ کردن متغیر تجارت خارجی آزمون کردند. نتایج نشان داد که فرضیه محیط زیستی کوزنتس در فرانسه وجود دارد و رابطه‌ای یک سویه از متغیرهای مورد استفاده به انتشار CO_2 یافت شده است.

احمد ولانگ (۲۰۱۲) به ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از داده‌های سالانه (۱۹۷۱-۲۰۰۸) بین رشد اقتصادی، تراکم جمعیت، مصرف انرژی، تجارت باز و آلودگی *CO2* در پاکستان به روش *ARDL* و در قالب فرضیه کوزنتس پرداختند. آنان نشان دادند که فرضیه *EKC* هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت وجود دارد. همچنین، شهباز و همکاران (۲۰۱۳)، هم به نتایج

همانندی برای رومانی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۰ رسیدند. شهباز و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی رابطه بلندمدت در تونس، در قالب فرضیه *EKC* با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه (۱۹۷۱- ۲۰۱۰) بین رشد اقتصادی، تجارت باز، مصرف انرژی و CO_2 پرداختند. در این پژوهش، از روش اقتصادسنجی با وقفه‌های توزیعی *(ARDL)* استفاده شده که نتایج به‌دست آمده رابطه‌ی بلندمدت بین رشد اقتصادی مصرف انرژی، تجارت باز و CO_2 را تأیید کرد. لائو و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی تجربی فرضیه *EKC* برای مالزی با حضور سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت باز، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت برای دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ پرداختند. آنان در بررسی خود از روش *ARDL* استفاده کردند که نتایج گویای وجود ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد بررسی بوده است. همچنین، در این پژوهش، فرضیه محیط زیستی کوزنتس تأیید شده است.

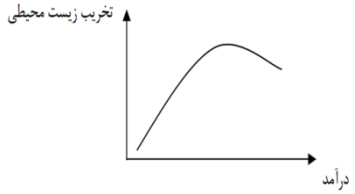
در این پژوهش، رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن (به دلیل این‌که CO_2 مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای درسطح جهان است و بیشترین سهم را در بین گازهای گلخانه‌ای دارد) در ایران با اضافه کردن دو متغیر شدت انرژی و باز بودن اقتصاد مورد بررسی قرار خواهد گرفت. همچنین، این پژوهش به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای شدت انرژی، تجارت باز، رشد اقتصادی و انتشار گاز CO_2 در ایران به روش *ARDL*، در قالب فرضیه محیط زیستی کوزنتس می‌پردازد. نکته قابل توجه این پژوهش در نظرگرفتن حالت *N* شکل *EKC* می‌باشد که در ادامه به تشریح آن خواهیم پرداخت.

منحنی محیط زیستی کوزنتس *(EKC)*

منحنی محیط زیستی کوزنتس، بیان می‌دارد که بین آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی رابطه وجود دارد (چودری و موران، ۲۰۱۲)، که رابطه‌ی بین آنها ممکن است، *U* شکل یا *U* معکوس، *N* شکل یا *N* معکوس و یا حتی خطی باشد (کاناس و همکاران، ۲۰۰۳). این رابطه نام خود را از سیمون کوزنتس[1] برنده جایزه نوبل اقتصاد که در دهه ۱۹۶۰ در قالب یک فرضیه‌ای بین نابرابری درآمدی و درآمد، رابطه‌ای به شکل *U* وارونه پیدا کرد، به عاریت گرفته است. نمودار یک، رابطه بین تخریب محیط زیست و درآمد را به‌صورت *U* وارون نشان می‌دهد. با توجه به این

[1] Simon Kuznets

نمودار در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تخریب محیط زیستی افزایش می‌یابد، اما پس از رسیدن به سطح حداکثر آلودگی، شروع به کاهش یافتن می‌کند.



نمودار(۱) منحنی محیط زیستی کوزنتس

تحلیل تجربی فرضیه محیط زیستی کوزنتس *(EKC)* را می‌توان به صورت مدل نظری ساده‌ای که توسط آندرونی و لوینسون[1] (۲۰۰۱) مطرح شده، شرح داد. بسیاری از اقتصاددانان پیش از آندرونی و لوینسون، سعی در تحلیل این فرضیه از روش اقتصاد خرد داشتند. دیدگاه مشترک تمامی آنان در ارتباط با مفهوم این منحنی و استدلال آنان بر پایه مسئله حداکثرسازی مطلوبیت یک مصرف‌کننده بوده است. آنان بیان کردند که تابع مطلوبیت مصرف‌کننده از دو جزء تشکیل می‌شود، این دو جزء شامل مطلوبیتی که از مصرف کالای استاندارد به‌دست می‌آید و عدم مطلوبیتی که به موجب آلودگی حاصل از مصرف پدید می‌آید، می‌باشد به‌طوری که:

$$U = U(C,P) \qquad Uc > 0,\ Up < 0 \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، *(C)* مصرف کالای خصوصی، *(P)* آلودگی و (U) تابع مطلوبیت شبه مقعر برای مصرف کالای خصوصی و آلودگی است. در این رابطه مصرف کالا از یک سو موجب افزایش مطلوبیت مصرف‌کننده و از سوی دیگر به دلیل ایجاد الودگی سبب کاهش آن می‌شود. در نهایت با استفاده از حداکثرسازی و قاعده لاگرانژ رابطه (۲) به‌دست می‌آید (محمدباقری، ۱۳۸۹).

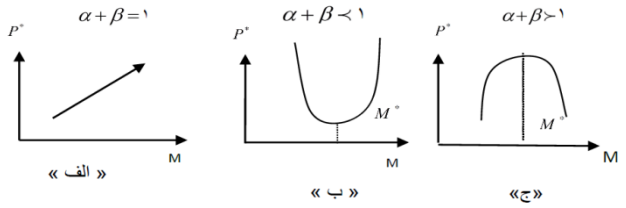
$$P^*(M) = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} M \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\alpha} \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\beta} M^{\alpha+\beta} \qquad (۲)$$

رابطه (۲)، رابطه بین درآمد و آلودگی را نشان می‌دهد. بر اساس این رابطه شکل تابع آلودگی و چگونگی ارتباط بین درآمد و آلودگی به شیب معادله و مقدار پارامیرهای α و β بستگی دارد.

[1] Andreoni and Levinson

$$\frac{\partial P^*}{\partial M} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} - (\alpha+\beta)(\frac{\alpha}{\alpha+\beta})^{\alpha}(\frac{\alpha}{\alpha+\beta})^{\beta} M^{\alpha+\beta-1} \qquad (۳)$$

طبق رابطه (۳)، اگر فعالیت‌های انجام شده برای کاهش آلودگی بازدهی ثابت به مقیاس داشته باشد، آنگاه $\alpha+\beta$ و شیب منحنی $(\frac{\delta P^*}{\delta M})$ ثابت و منحنی آلودگی به صورت یک خط با شیب مثبت است. از آنجا که $\beta \geq ۰$ و $\alpha \geq ۰$ ، بنابراین P^* همزمان با افزایش M افزایش می‌یابد (نمودار ۲، الف). اگر تلاش‌ها و فعالیت‌ها برای کاهش آلودگی، بازدهی نزولی نسبت به مقیاس داشته باشد، $\alpha+\beta<۱$ و منحنی نسبت به مبدأ محدب است (نمودار ۲، ب) و در نهایت اگر فعالیت‌های کاهش آلودگی، بازدهی صعودی نسبت به مقیاس داشته باشد، منحنی نسبت به مبدأ مقعر است (نمودار ۲، ج). در این صورت تا سطح درآمدی مشخص افزایش درآمد به آلودگی بیشتر منجر می‌شود و پس از آن سبب کاهش آلودگی می‌شود که این همان فرضیه محیط زیستی کوزنتس است (لطفی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱).



نمودار (۲) نمودار آلودگی

روش تحقیق

در این پژوهش برای بررسی رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی، تجارت باز و انتشار CO_2، رابطه (۴) که به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشد، تصریح می‌شود:

$$LCO_2 = \alpha_0 + \alpha_1 LGDP + \alpha_2 (LGDP)^2 + \alpha_3 (LGDP)^3 + \alpha_4 LE + \alpha_5 LTRADE + U_t \qquad (۴)$$

LCO2 = لگاریتم طبیعی دی اکسید کربن سرانه،

LGDP = لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه،

(LGDP)2 = توان دوم لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه،

(LGDP)3 = توان سوم لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه،

LE = لگاریتم طبیعی شدت انرژی (شدت انرژی از رابطه شدت انرژی = $\frac{\text{مقدار مصرف انرژی}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$ محاسبه می‌شود)،

$LTRADE$ = لگاریتم طبیعی تجارت باز (تجارت باز از رابطه تجارت باز = $\frac{\text{مجموع صادرات و واردات}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$ بدست می‌آید)،

$\alpha_1 - \alpha_5$ = کشش متغیرها،

Ut = جمله اخلال.

نکته مهم معادله (۴) این است که می‌تواند تمام شکل‌های رابطه محیط - اقتصاد را آزمایش کند به این ترتیب که:

اگر $\alpha_1>0$، $\alpha_2<0$ و $\alpha_3>0$، آنگاه منحنی N شکل، اگر $\alpha_1<0$، $\alpha_2>0$ و $\alpha_3<0$ آنگاه منحنی N معکوس، اگر $\alpha_1<0$، $\alpha_2>0$ و $\alpha_3=0$ آن‌گاه منحنی U شکل، اگر $\alpha_1>0$، $\alpha_2>0$ و $\alpha_3=0$ آنگاه منحنی U معکوس (*EKC*)، اگر $\alpha_1>0$ و $\alpha_2=\alpha_3=0$ آن‌گاه رابطه خطی افزایشی، اگر، $\alpha_1<0$ و $\alpha_2=\alpha_3=0$ آن‌گاه رابطه خطی کاهشی و اگر $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=0$، آن‌گاه رابطه هم سطح را نشان می‌دهد. به منظور بررسی روابط بلندمدت وکوتاه‌مدت بین متغیرهای توضیحی مدل، از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده[1] *(ARDL)*، که توسط پسران و شین (۱۹۹۹)، به منظور هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها بیان شده استفاده می‌شود. مزیت اصلی این روش این است که متغیرهای الگو می‌توانند *I(0)* یا *I(1)* باشند و دیگر نیازی به *I(1)* بودن همه متغیرها نیست. در این الگو تعداد وقفه‌های بهینه را می‌توان به کمک یکی از متغیرهای آکائیک[2] *(AIC)*، شوارتز- بیزین[3] *(SBC)*، حنان کوئین[4] *(HRC)* و یا R^2 مشخص کرد. یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده را می‌توان به‌صورت رابطه (۵) برآورد کرد:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + C'W_t + u_t \qquad (۵)$$

الگوی فوق شامل روابط (۶) و (۷) است:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \ldots - \phi_p L^P \qquad (۶)$$

[1] Auto Regressive Distributed Lag
[2] Akaike Information Criterion
[3] Shwarts Bayesian Criterion
[4] Hannan-Quninn Criterion

$$(L,q_i)=b_i+b_{i1}L+\ldots+B_{iq}L^q \qquad i=1,2,\ldots,k \qquad (۷)$$

در این روابط؛ *(L)* عملگر وقفه، *(W)* برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت، *(K)* تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، *(p)* تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و *(q)* تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه (۸) به‌دست می‌آیند:

$$\theta_i=\frac{\hat{b_i}(1,q_i)}{1-\hat{\phi}(1,p)}=\frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}-\ldots-\hat{\phi}_p} \qquad i=1,2,\ldots,k \qquad (۸)$$

برای برآورد رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به صورت رابطه (۹) استفاده کرد. در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

$$H_0=\sum_{i=1}^{P}\alpha_i-1\geq 0$$
$$H_1=\sum_{i=1}^{P}\alpha_i-1<0 \qquad (۹)$$

کمیت آماره t مورد نظر برای انجام آزمون بالا به صورت رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود:

$$t=\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i-1}{\sum_{i=1}^{p}s_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۱۰)$$

با توجه به رابطه (۱۰) اگر قدرمطلق مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته که از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم می‌شود (قدرمطلق آماره t محاسباتی در رابطه (۱۰) از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲)، بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

1. Banerjee, Dolado and Master.

الگوی تصحیح – خطا (*ECM*)[1]

آخرین مرحله در برآورد یک مدل *ARDL*، بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه‌ی سرعت تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. در این مرحله، وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و رابطه (۱۱)، برآورد می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

ضریب تصحیح – خطا یعنی برآورد ضریب α_2، 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 نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته، تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

داده‌های این پژوهش، به‌صورت سری زمانی و برای دوره زمانی ۱۹۶۵ – ۲۰۱۱ می‌باشد. برای گردآوری داده‌ها، از اطلاعات مربوط به بانک جهانی[2] و پایگاه شرکت نفتی بریتانیا (*BP*)[3] استفاده شده است و برای برآورد مدل هم از بسته نرم‌افزاری *Microfit5* استفاده شده است.

نتایج

پیش از این‌که مدل برآورد شود ابتدا باید مانایی تمام متغیرها بررسی شود تا از عدم هم‌جمعی متغیرها از مرتبه‌ی دو یعنی *I(2)* اطمینان حاصل شود، زیرا با وجود متغیرهای *I(2)* در مدل، آماره‌های *F* محاسبه شده قابل اعتماد نخواهد بود (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۸). برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[4] (*ADF*) استفاده شده است که نتایج به‌دست آمده از این آزمون در جدول (۱) به نمایش درآمده است.

[1] Error Correct Model
[2] World Bank
[3] British Petroleum
[4] Augmented Dickey-Fuller (ADF)

جدول (۱) آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل

نام متغیر	آماره آزمون ADF		نام متغیر	آماره آزمون ADF	
	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند		با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند
LCO2	(۰/۵۹۹) ۸۲(۰/۶۷۵)		dLCO2	۷۹۰(۰/۰۰۰)	۷۱(۰/۰۰۰۱)
	-۱/۳۴۷	-۱/۷		***-۵/	***-۵/۹
LGDP	۵۵(۰/۴۹۹)	۵۸(۰/۷۸۳)	dLGDP	۱۱(۰/۰۰۰۱)	۰۸(۰/۰۰۰۸)
	-۱/۱	-۱/۶		***-۵/۵	***-۵/۳
LGDP2	۱۵(۰/۶۸۶)	۳۹(۰/۸۴۸)	dLGDP2	۱۸(۰/۰۰۰۱)	۱۲(۰/۰۰۰۷)
	-۱/۴	-۱/۸		***-۵/۶	***-۵/۶
LGDP3	۷۷(۰/۸۱۵)	۲۰(۰/۸۹۸)	dLGDP3	۲۵(۰/۰۰۰۱)	۱۴(۰/۰۰۰۶)
	-۰/۸	-۱/۲		***-۵/۷	***-۵/۳
LE	۰۹(۰/۴۴۵)	۹۵(۰/۶۱۰)	dLE	۳۶(۰/۰۰۰۱)	۳۵(۰/۰۰۰۴)
	-۲/۹	-۱/۳		***-۵/۳	***-۵/۴
LTRADE	۶۲(۰/۴۶۱)	۵۰(۰/۸۱۴)	dLTRADE	۷۱۱(۰/۰۰۰)	۷۳(۰/۰۰۰۱)
	-۱/۵	-۱/۱		***-۵/	***-۵/۲

منبع: یافته‌های تحقیق. (* و **، *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و یک درصد می‌باشد)

مطابق جدول (۱)، تمام متغیرها در سطح، ناپایا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند.

بعد از اطمینان یافتن از پایایی متغیرها، به برآورد مدل پویا پرداخته می‌شود. به منظور برآورد رابطه پویای بین تولید ناخالص داخلی سرانه، شدت انرژی، *CO2* سرانه و تجارت باز، با توجه به تعداد محدود مشاهده‌ها، حداکثر وقفه ۲ لحاظ می‌شود.[۱] سپس با استفاده از معیار شوارتز- بیزین *(SBC)*، یکی از معادلات برآورد شده به عنوان رابطه پویای بین متغیرها انتخاب می‌شود که نتایج حاصل در جدول (۲) نمایش داده شده است.

[۱] به طور معمول در داده‌های سالانه، وقفه را ۱ یا ۲ و برای داده‌های با فراوانی بیشتر (مانند داده‌های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیشتر وارد کرد (تشکینی، ۱۳۸۴).

جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون همگرایی مدل پویا

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LCO2(-1)	۰/۴۲۴	۰/۰۹۳	۴/۵۴۰(۰/۰۰۰)
LGDP	۷/۶۷۹	۲/۸۷۲	۲/۶۷۳(۰/۰۱۱)
LGDP(-1)	۰/۳۱۷	۰/۰۷۹	۴/۰۱۵(۰/۰۰۰)
LGDP2	-۰/۹۳۹	۰/۳۹۵	-۲/۳۷۳(۰/۰۲۳)
LGDP3	۰/۰۴۲۱	۰/۰۱۸	۲/۳۲۹(۰/۰۲۶)
LE	۰/۴۹۶	۰/۰۷۷	۶/۴۳۰(۰/۰۰۰)
LTRADE	۰/۱۴۶	۰/۰۵۷	۲/۵۳۹(۰/۰۱۶)
LTRADE(-1)	-۰/۱۸۰	۰/۰۵۷	-۳/۱۱۳(۰/۰۰۴)
C	-۱۲/۷۸۰	۶/۶۵۸	-۱/۹۱۹(۰/۰۶۳)
DOM	-۰/۳۰۷	۰/۰۵۸	-۵/۲۴۰(۰/۰۰۰)
$\boldsymbol{R^2}$=۰/۹۷۴۹	$\bar{R}^2$=۰/۹۶۸۴	F=۱۶۱/۰۷۱(۰/۰۰۰)	D-W=۱/۹۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) بیانگر *ARDL(1,1,0,0,0,1)* می‌باشد. در این جدول، C، عرض از مبدا و *DOM*، متغیر مجازی در سال ۱۹۷۹ برای پیروزی انقلاب اسلامی می‌باشد که کمیت آن پیش از انقلاب اسلامی (پیش از سال ۱۹۷۹)، صفر و بعد از انقلاب اسلامی (بعد از سال ۱۹۷۹) یک است.

نتایج این جدول نشان می‌دهد که ضرایب تمامی متغیرها در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و با توجه به آماره F کل مدل هم کاملاً معنی‌دار است. همچنین، مقدار R^2 در جدول (۲) نشان‌دهنده این است که، ۹۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود و همچنین با توجه به آماره D-W، فرض وجود خود همبستگی رد می‌شود. بعد از برآورد مدل پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت انجام شود. با توجه به رابطه (۱۰) داریم:

$$t = \frac{0.424 - 1}{0.093} = -6.193$$

از آن‌جا که قدرمطلق عدد (۶/۱۹۳-) از قدرمطلق مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر، در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای مدل با عرض از مبدأ که برابر (۴/۱۹۳-) است، بیشتر می‌باشد بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت از برآورد مدل پویا، می‌توان الگوی بلندمدت را برآورد نمود که نتایج این برآورد در جدول (۳) نمایش داده می‌شود.

جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت ARDL(1,1,0,0,0,1)

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LGDP	۱۲/۸۰۱	۴/۵۸۲	۲/۷۹۳(۰/۰۰۸)
LGDP2	-۱/۶۳۳	۰/۶۳۸	-۲/۵۵۶(۰/۰۱۵)
LGDP3	۰/۰۷۳	۰/۰۲۹	۲/۵۰۳(۰/۰۱۷)
LE	۰/۸۶۳	۰/۰۵۷	۱۵/۰۱۹(۰/۰۰۰)
LTRADE	-۰/۰۵۷	۰/۰۶۶	-۰/۸۷۶(۰/۳۸۷)
C	-۲۲/۲۲۵	۱۱/۱۲۹	-۱/۹۹۶(۰/۰۵۴)
DOM	-۰/۵۳۴	۰/۰۹۰	-۵/۹۰۷(۰/۰۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۳)، همه متغیرها به غیر از متغیر تجارت باز (*TRADE*) در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده است. یعنی، به‌رغم منفی شدن ضریب تجارت باز که گویای رابطه معکوس با انتشار دی اکسیدکربن است اما این متغیر معنی‌دار نشده است و این متغیر در بلندمدت با انتشار دی اکسید کربن ارتباط ندارد. همچنین، با توجه به جدول (۳) و بر طبق رابطه (۴)؛ ضریب *GDP* یعنی α_1، مثبت؛ ضریب $(GDP)^2$ یعنی α_2، منفی؛ و ضریب $(GDP)^3$ یعنی α_3، مثبت برآورده شده است. بنابراین، حالت منحنی *EKC* در بلندمدت *N* شکل خواهد بود و نشان دهنده این است که در بلندمدت انتشار *CO2* با *GDP* رابطه مستقیم، با $(GDP)^2$ رابطه عکس و با $(GDP)^3$ رابطه مستقیم دارد (حالت *N* شکل). علاوه بر موارد فوق هر یک از ضرایب متغیرها، کشش انتشار دی اکسید کربن به آن متغیر را نشان می‌دهد. یعنی مطابق نتایج جدول (۳)، ضریب مصرف انرژی برابر با ۰/۸۶ است و بدین معنی است که به ازای یک درصد افزایش در میزان شدت انرژی، کمتر از یک درصد و به اندازه ۰/۸۶ درصد منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود.

جدول (۴) نتایج برآورد از مدل تصحیح خطا را نمایش می‌دهد. طبق نتایج این جدول، تمام ضرایب متغیرها در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و نکته قابل توجه، معنی‌دار شدن ضریب متغیر تجارت باز در کوتاه‌مدت است، زیرا ضریب این متغیر در بلندمدت (جدول ۳) معنی‌دار نشده بود. همچنین، ضریب این متغیر بر خلاف بلندمدت مثبت شده است که بیانگر رابطه مستقیم بین تجارت باز و انتشار دی اکسید کربن در کوتاه‌مدت است.

اهمیت برآورد الگوی تصحیح خطا، ضریب *ecm(-1)* است. این ضریب در جدول (۴)، معادل ۰/۵۷- است که از نظر آماری به‌طور کامل معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل

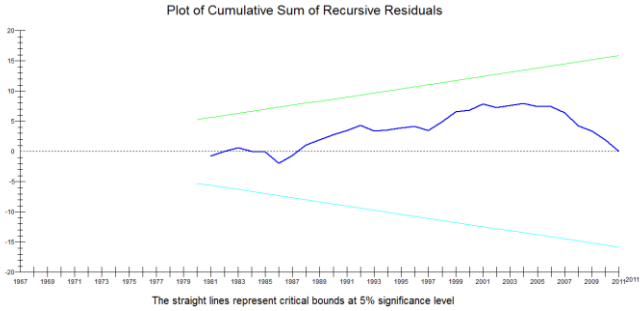
کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. این مقدار نشان می‌دهد در هر دوره متغیرهای مدل به مقدار ۰/۵۷ واحد به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود.

جدول (۴) نتایج به‌دست آمده از مدل تصحیح خطا ARDL(1,1,0,0,0,1)

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
dLGDP	۷/۶۷۹	۲/۸۷۲	۲/۶۷۳(۰/۰۱۱)
dLGDP2	-۰/۹۳۹	۰/۳۹۵	-۲/۳۷۳(۰/۰۲۳)
dLGDP3	۰/۰۴۲۱	۰/۰۱۸۱	۲/۳۲۹(۰/۰۲۵)
dLE	۰/۴۹۶	۰/۰۷۷	۶/۴۳۰(۰/۰۰۰)
dLTRADE	۰/۱۴۶	۰/۰۵۷	۲/۵۳۹(۰/۰۱۵)
dC	-۱۲/۷۸۰	۶/۶۵۸	-۱/۹۱۹(۰/۰۶۳)
dDOM	-۰/۳۰۷	۰/۰۵۸	-۵/۲۴۰(۰/۰۰۰)
ecm(-1)	-۰/۵۷۵	۰/۰۹۳۶	-۶/۱۴۳(۰/۰۰۰)

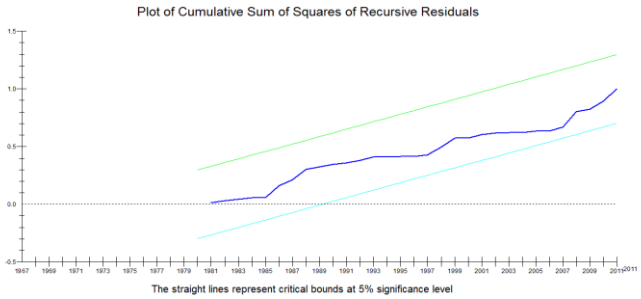
منبع: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های مجموع پسماند تجمعی بازگشتی[1] (*CUSUM*) و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی[2] (*CUSUMSQ*) انجام شده است. نتایج آزمون *CUSUM* و *CUSUMSQ* در نمودارهای (۳) و (۴) نشان داده شده است. از آن‌جا که در هر دو آزمون، آماره‌ها در داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند، فرض صفر مبنی بر ثبات ضرایب، پذیرفته شده و در سطح معنی‌داری ۵ درصد نتایج به دست آمده معتبر است.



نمودار(۳) آزمون *CUSUM* مربوط به ثبات ساختاری مدل

1. Cumulative Sum .
2. Cumulative Sum of Square .



نمودار(۴) آزمون *CUSUMSQ* مربوط به ثبات ساختاری مدل

بحث و نتیجه‌گیری

بنابر نتایج به‌دست آمده مدل *ARDL(1,1,0,0,0,1)* به عنوان بهترین مدل انتخاب شد. نتایج برآورد بلندمدت نشان داد که تمام متغیرها به غیر از متغیر تجارت باز در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و با توجه به علامت ضرایب تولید ناخاص داخلی سرانه، توان دوم و سوم آن، حالت N شکل هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت، برای فرضیه محیط زیستی کوزنتس در ایران تأیید می‌شود. مثبت بودن ضریب تولید ناخالص داخلی نشان از افزایش سطح آلودگی منتشر شده به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی دارد و بیانگر این است که رشد اقتصادی در ایران همراه با آلودگی می‌باشد. همچنین، منفی بودن توان دوم ضریب تولید ناخالص داخلی نیز نشان‌دهنده کاهش سطح آلودگی منتشر شده به ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی می‌باشد. در واقع، این ارتباط منفی بیان می‌دارد که همیشه رشد اقتصادی همراه با آلودگی نیست. اما مثبت شدن توان سوم ضریب تولید ناخالص داخلی به معنی این است که افزایش تولید ناخلص داخلی دوباره منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود. مثبت بودن ضریب متغیر شدت انرژی با مقدار (۰/۸۶) نشان‌دهنده این است که هرچه میزان شدت انرژی افزایش یابد، منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود. یعنی، در بلندمدت با افزایش یک درصد در شدت انرژی با فرض ثابت بودن سایر شرایط، ۰/۸۶ درصد بر انتشار دی اکسید کربن افزوده می‌شود که این ارتباط مثبت با مبانی نظری سازگار بوده و با نتایج لطفی‌پور و همکاران (۱۳۹۱)، فطرس و همکاران (۱۳۹۱) و آنگ (۲۰۰۷) هم‌سو می‌باشد. همچنین، در کوتاه‌مدت ضریب متغیر تجارت باز معنی‌دار شده و با توجه به علامت این متغیر، در کوتاه‌مدت با انتشار دی اکسید کربن رابطه مستقیم دارد. بدین معنی که در کوتاه‌مدت به ازای افزایش یک درصد در متغیر تجارت باز با فرض ثابت بودن سایر شرایط، به میزان ۰/۱۴ درصد بر انتشار دی اکسید کربن در کوتاه‌مدت

افزوده می‌شود. این بدین معنی است که، افزایش مراودات تجاری در کوتاه‌مدت باعث افزایش انتشار آلودگی در ایران می‌شود. علاوه بر این، ضریب ecm(-1)، معادل ۰/۵۷- برآورد شده که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار می‌باشد. این مقدار نشان می‌دهد در هر دوره به مقدار ۰/۵۷ واحد متغیرهای مدل به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود.

با توجه به نتایج بدست آمده که رابطه مثبت و معنی‌دار شدت انرژی را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأیید کرده است، پیشنهاد می‌شود سیاست‌ها و اقدام‌های لازم در جهت اصلاح الگوی مصرف انرژی در کشور صورت پذیرد، تا سبب کاهش انتشار دی اکسید کربن در ایران شود. توصیه می‌شود در جهت کاهش مصرف انرژی از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی و انرژی باد در سطح وسیعی از کشور استفاده شود. همچنین، با توجه به رابطه مستقیم بین تجارت باز و انتشار دی اکسید کربن در کوتاه‌مدت، دولت باید با برقراری سیاست‌های حفاظت از واردات و حرکت کشور در مسیر واردات کالای کثیف (کالایی که فرایند تولید آن با انتشار آلودگی همراه است) و صادرات کالای تمیز برای کاهش آلودگی در کشور گام بردارد. در نهایت اینکه، مثبت شدن توان سوم ضریب تولید ناخالص داخلی، نشان از افزایش دوباره آلودگی می‌باشد، که در این رابطه دولت باید تصمیمات لازم را در جهت کاهش انتشار آلودگی و حفاظت از محیط زیست اعمال نماید.

منابع

فطرس، م، ح.، نجارزاده، الف. و پیروزمحمدی، ف. (۱۳۹۱) بررسی میان آلودگی هوا، شدت انرژی و باز بودن اقتصاد ایران، *مجله اقتصادی دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست های اقتصادی*، (۱۱و۱۲): ۵-۲۲.

آذربایجانی، ک.، شهیدی، الف. و محمدی، ف. (۱۳۸۸) بررسی ارتباط بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی-تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیحی با وقفه های گسترده (ARDL). *فصلنامه ی پژوهش های اقتصادی*. سال نهم، (۲): ۱ – ۱۷.

واثقی، الف. و اسماعیلی، ع. (۱۳۸۸) بررسی عوامل تعیین کننده ی انتشار گاز CO_2 در ایران (کاربرد نظریه‌ی زیست محیطی کوزنتس).*محیط‌شناسی*. سال سی پنجم، (۵۲): ۹۹-۱۱۰.

مبارک، الف. و محمدلو، ن. (۱۳۸۸) بررسی اثر آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای: فرضیه‌های پناهگاه‌های آلودگی و منحنی زیست محیطی کوزنتس. *فصلنامه برنامه و بودجه*، ص ۳۱-۵۸

لطفی پور، م، ر.، فلاحی، م، ع. و بستام، م. (۱۳۹۱) بررسی مسائل زیست محیطی و پیش بینی انتشار دی اکسید کربن در اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*. سال

اول، (۳):۸۱-۱۰۹.

محمدباقری، الف. (۱۳۸۹) بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران. *فصلنامه ی مطالعات اقتصاد انرژی*. سال هفتم، (۲۷): ۱۰۱-۱۲۹.

تشکینی، الف. (۱۳۸۴) اقتصادسنجی کاربردی به کمک microfit. *موسسه فرهنگی هنری دیبا گران تهران*، چاپ اول، تهران.

بهبودی، د. و برقی گلعذانی، ف. (۱۳۸۷) اثرات زیست محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره پنجم، (۴): ۳۵ – ۵۳.

فطرس، م،ح. و معبودی، ر. (۱۳۹۰) رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران. *اقتصاد محیط زیست و انرژی*، دوره اول، ۱۸۹ – ۲۱۱.

نوفرستی ، م. (۱۳۷۷) ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی، *موسسه ی خدمات فرهنگی رسا*. چاپ اول، تهران.

Andreoni, J. and Levinson, A. (2001) The simple analytics of the environmental Kuznets curve. Journal of Public Economics, 80: 269-286.

Lau, L.C.,Tan, K.T. and Mohamed, A.R. (2009) A comparative study of the energy policies in Japan and Malaysia in fulfilling their nation's obligations towards the Kyoto protocol. Energy Policy, 37: 4771–4780.

Shahbaz, M., Khraief, N., Uddin, G.S. and Ozturk, I. (2014) Environmental Kuznets curve in an open economy: A bounds testing and causality analysis for Tunisia. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 34:325-336.

Copeland, B.R. and Taylor, M.S. (2004) Trade, growth and the environment. Journal of Economic Literature, 42: 7–71.

Shahbaz, M., Mutascu, M. and Azim, P. (2013) Environmental Kuznets curve in Romania and the role of energy consumption. Renewable Sustainable Energy Reviews.18: 165–173.

Lau, L.C., Choong, C.K. and Eng, Y.K. (2014) Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: Do foreign direct investment and trade matter?. Energy Policy, 68: 490-497.

Friedl, B. and Getzner, M. (2003) Determinants of emission in a small open economy. Ecological Economics, 45:133-148.

Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999) An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: S. Strom (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.

Ahmed, K. and Long,W. (2012) Environmental Kuznets curve and Pakistan: anempirical analysis. Procedia Economics and Finance, 1: 4–13.

Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1991) Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreemnt. NBER Working Papers Series, No.3914.

Iwata, H., Okada, k. and Samreth, s. (2009) Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO2 in Farance: The Role of Nuclear Energy. Energy Policy, 38: 4057-4063.

Akbostancı, E., Turut-Asık, S. and Tunç, G. (2009) The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve?. Energy Policy, 37: 861-867.

Chowdhury, R.R. and Moran, E.F. (2012) Turning the curve: a critical review of Kuznets approaches. Applied Geography, 32: 3–11.

Canas, A., Ferrao, P. and Conceicao, P. (2003) A new environmental Kuznets curve? Relationship between direct material input and income per capita: evidence fromindustrialised countries. Ecological Economics, 46: 217–229.

Rezek, J.P. and Rogers, K. (2008) Decomposing the CO2-income trade off: anoutput distance function approach. Environment and Development Economics, 13:457–473.

Ang, James B. (2007) CO2 Emission, Energy Consumption and Output in France. Energy Policy, 35: 4772 - 4778.

Intergovernmental Panel on Climate Change. (2007) Summary for Policymakers, Emissions Scenarios. A Special Report of IPCC working Group3. ISBN:92-9169-113-5.