فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفتم / شماره‌ی 27/ زمستان 1389/ صفحات 129- 101

بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران

اعظم محمدباقری *

کارشناس ارشد اقتصاد انرژی و پژوهش‌گر مؤسسه‌ی مطالعات بین‌المللی انرژی

amohamadbagheri@gmail.com

تاریخ دریافت: 89/2/14 تاریخ پذیرش: 89/4/28

چکیده

با اهمیت یافتن مسایل زیست‌محیطی، تمامی کشورها تلاش می‌کنند با برنامه‌ریزی صحیح و به‌کارگیری روش‌های مناسب، نه تنها به اهداف اقتصادی خود دست یابند، بلکه آسیب‌های زیست‌محیطی ناشی از رشد اقتصادی را نیز به حداقل برسانند. تحقق این امر بدون اطلاع از چگونگی رابطه‌ی بین فعالیت‌های اقتصادی با آلودگی محیط زیست و تأثیرات متقابل بین آن‌ها میسر نمی‌باشد و این مسأله برای کشورهای در حال توسعه نظیر ایران که هنوز در مراحل اولیه‌ی رشد و توسعه‌ی اقتصادی قرار دارد، اهمیت بیش‌تری یافته است.

در این مقاله روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن (به عنوان شاخص آلودگی محیط زیست) با استفاده از داده‌های سال‌های 1965-2008 در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور بررسی روابط بین متغیرها، از روش اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که انتشار دی اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی بی‌کشش است، اما مقدار آن در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. هم‌چنین براساس نتایج به‌دست آمده، کشش دی اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشابه و نزدیک به یک است. علاوه بر این، شکل U وارون منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در شرایط ایران مورد تأیید نیست.

طبقه‌بندی **JEL**: Q53, O13, Q56, C22

کلید واژه: انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، منحنی زیست محیطی کوزنتس، مدل اقتصاد سنجی ARDL.

---

*- نویسنده‌ی مسئول

1- مقدمه

طی دهه‌های اخیر، انرژی در کنار سایر عوامل تولید نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی کشورها داشته و اهمیت آن هم‌چنان رو به افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه‌ی اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است، به‌طوری که طی دهه‌های اخیر، رشد اقتصادی جهان و روند صنعتی شدن، موجب افزایش تقاضا و مصرف انرژی شده است. اما از آن‌جایی که بخش زیادی از این افزایش تقاضا از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد، در نگاه اولیه به نظر می‌آید رشد اقتصادی سبب آلودگی زیست محیطی می‌شود. اما واقعیت چیز دیگری است و رشد اقتصادی لزوماً محیط زیست را تخریب نمی کند. شواهد و مطالعات تجربی نشان می‌دهند که تنها در مراحل اولیه ی رشد، افزایش سریع مصرف انرژی اتفاق می‌افتد و رشد اقتصادی سبب آلودگی محیط زیست می‌شود، در حالی که طی مراحل بعدی رشد، با بروز اثرات سوء زیست‌محیطی و ارتقای سطح آگاهی و حساسیت‌های عمومی، مسائل زیست‌محیطی اهمیت بیش‌تری پیدا کرده و روند افزایش مصرف انرژی به دلیل استفاده‌ی کارا و بهینه از آن، کاهش می‌یابد و آلودگی زیست محیطی هم کم تر می‌شود. در حقیقت در این مرحله، رشد اقتصادی نه تنها سبب تخریب محیط زیست نمی‌شود، بلکه به بهبود آن نیز کمک می‌کند. چنین روندی با توجه ساختار کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته (از نظر برخورداری از منابع انرژی) و عملکرد این دو گروه (از نظر زیرساخت‌های فنی و تکنولوژیکی)، متفاوت است.

با توجه به اهمیت رشد و توسعه‌ی اقتصادی و هم‌چنین توجه جامعه ی جهانی به مسأله ی محیط زیست، مطالعات زیادی به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی (مانند انتشار انواع گازهای گلخانه‌ای) در سطوح ملی و بین‌المللی پرداخته‌اند. در این مقاله رابطه‌ی میان متغیرهای مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار دی اکسیدکربن در ایران مورد بررسی قرار گرفته است (با توجه به آن‌که دی‌اکسید کربن مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای مطرح در سطح جهان است و مقدار سایر

گازهای گلخانه‌ای[1] نیز با توجه به آن سنجیده می‌شود، لذا انتشار CO2 به عنوان شاخص آلودگی انتخاب شده است).

در ادامه، بخش دوم به مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه اختصاص دارد. در بخش سوم، مبانی نظری مقاله ارایه و در بخش چهارم، مدل مورد استفاده برای بررسی رابطه‌ی بین متغیرها تصریح می‌شود. بخش پنجم، به برآورد مدل و محاسبه ی رابطه‌ی بین متغیرها می‌پردازد و بالاخره در بخش آخر نتایج و پیشنهادات مقاله ارایه می‌گردد.

2- پیشینه ی تحقیق

طی دو دهه ی گذشته مطالعات زیادی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و آلودگی محیط زیست را مورد بررسی قرار داده‌اند، که می‌توان آن‌ها را به دو گروه تقسیم کرد، گروه اول، به تحلیل رابطه‌ی میان رشد اقتصادی با آلودگی محیط زیست اختصاص دارد. در بیش‌تر مطالعات این گروه، از فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس[2]، برای تحلیل رابطه‌ی بین متغیرها استفاده شده است. از اولین مطالعات انجام شده در این گروه می‌توان به مطالعه ی گراسمن و کراگر[3] (1991)، اشاره کرد. آن‌ها با به‌کارگیری الگوی فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس[4] (EKC) ، تأثیر رشد اقتصادی بر آلوده‌کننده‌های محیط زیست را مورد بررسی قرار داده و یک رابطه به‌صورت U وارون بین درآمد سرانه و انتشار ذرات معلق در هوا و سایر آلوده‌کننده‌ها را به‌دست آوردند. از دیگر مطالعات انجام شده در این زمینه، می‌توان به مطالعات شفیک و باندیوپادی[5] (1992)، شفیک (1994)، هیل و سدن[6] (1999)، روکا[7] (2001)، فریدل و جنتزنر[8] (2003)، دیندا و کندو[9] (2006) و مانجی و جنا[10] (2008)، اشاره کرد. در

1- گازهای گلخانه‌ای به‌طور عمده شامل دی اکسید کربن (CO2)، متان (CH4)، اکسید نیتروژن (N2O)، هیدروفلوروکربن‌ها (HFCs)، پرفلوروکربن‌ها (PFCs) و سولفوراگزافلورید (SF6) هستند.

2- کوزنتس Kuznets، در دهه‌ی 1960، در قالب یک فرضیه بیان کرد که رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و نابرابری، به‌صورت یک U وارونه است. در دهه‌ی 1990، محققان با به‌کارگیری این فرضیه، وجود چنین رابطه‌ای بین رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی را بیان کردند و بدین شکل فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس مطرح شد.

3 - Grossman & Krueger .
4 - Environmental Kuznets Carve.
5 - Shafik & Babdyopadhyay.
6 - Heil and Selden.
7 - Roca.
8 - Friedl & Getzner .
9 - Dinda & Coondoo.
10 - Managi and Jena.

گروه دوم رابطه ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. تعداد مطالعات انجام شده در این گروه بسیار زیاد است. در بیش‌تر این مطالعات، رابطه‌ی علّی بین دو متغیر مصرف انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گرفته است. اولین مطالعه‌ی این گروه توسط کراف[1]، در سال 1978 انجام گرفت. پس از آن مطالعات تجربی متعددی توسط دیگر محققان اقتصادی به رشته ی تحریر درآمد، که مهم‌ترین آن‌ها در سال‌های اخیر، مطالعات انجام شده توسط مسیح[2] (1996)، یانگ[3] (2000)، رافائل[4] (2006)، نریان و سینگ[5] (2007) و نریان و همکاران (2008) هستند.

برخی محققان نیز با ترکیب دو رابطه‌ی بالا، به بررسی روابط بین هر سه متغیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست در قالب یک مدل پرداخته‌اند. تعداد مطالعات انجام شده از این نوع، اندک است، که در زیر به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

سویتاس و همکاران[6](2006)، رابطه‌ی بین مصرف انرژی، درآمد و انتشار کربن در آمریکا را بررسی کردند. در مقاله ی آن ها علاوه بر متغیرهای مذکور، دو متغیر نیروی انسانی و سرمایه نیز به عنوان نهاده‌های تولید، در مدل وارد شده‌اند. آن‌ها نتیجه گرفتند، یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار بین انتشار کربن و مصرف انرژی وجود دارد، در حالی‌که چنین رابطه‌ای را بین درآمد و انتشار کربن نیافتند. از این‌رو آن‌ها بیان کردند که رشد درآمد در آمریکا به خودی خود راه حل مناسبی برای مشکلات زیست‌محیطی در این کشور نمی‌باشد.

جیمز[7] (2007)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه‌ی بین انتشار دی اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در فرانسه طی سال های 2000-1960 پرداخت. وی در این مقاله از روش‌های اقتصادسنجی تصحیح خطای برداری (ECM)[8] و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[9] استفاده کرد. وی نتیجه گرفت که در

1 - Kraft.
2 - Masih.
3 -Yang.
4 - Rufael.
5 -Narayan & Singh.
6 - Soytas et al.
7- James.
8 - Error Correct Model.
9 - Auto Regressive Distributed Lags.

بلندمدت، رابطه‌ی معنی‌داری بین متغیرها وجود دارد، ولی در کوتاه‌مدت این رابطه تنها بین مصرف انرژی و تولید برقرار است.

سویتاس (2007)، رابطه‌ی علّی بین سه متغیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار کربن را برای ترکیه مورد بررسی و تحلیل قرار داد. وی از متغیرهای نیروی انسانی، سرمایه، رشد اقتصادی و انتشار کربن برای بررسی چگونگی ارتباط بین رشد اقتصادی و انتشار کربن استفاده کرد. نتایج سویتاس، حاکی از وجود رابطه‌ای یک طرفه از انتشار کربن به مصرف انرژی در ترکیه است. ولی او وجود چنین رابطه‌ای بین انتشار کربن و درآمد ملی را نتیجه نگرفت و بر این اساس استنباط کرد که کاهش انتشار کربن موجب کاهش رشد اقتصادی در ترکیه نمی‌شود.

هالیچی اوغلو[1](2008)، در یک مطالعه‌ی اقتصادسنجی، رابطه‌ی بین انتشار کربن، مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی در ترکیه را طی دوره‌ی 2005-1960 بررسی کرد. وی با استفاده از آزمون هم‌جمعی و مدل اقتصادسنجی ARDL، به بررسی رابطه‌ی متقابل میان این متغیرها پرداخت. نتایج به‌دست آمده در این مقاله، دو نوع رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها را تأیید کرد. در نوع اول، انتشار کربن توسط مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی توضیح داده می‌شود و در نوع دوم، درآمد، توسط انتشار کربن، مصرف انرژی و تجارت خارجی تعیین می‌شود.

ایوتا و همکاران[2] (2009)، با انجام یک مطالعه‌ی تجربی، وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس در فرانسه را یک بار با در نظر گرفتن متغیر انرژی هسته‌ای و بار دیگر با لحاظ کردن متغیر تجارت خارجی آزمون کردند. در این مطالعه‌ی از مدل بسط داده شده فرضیه‌ی EKC استفاده شده و روش اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای برآورد آن به‌کار رفته است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که رابطه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس در فرانسه وجود دارد. ضمن آن‌که رابطه‌ای یک طرفه از سایر متغیرهای مورد استفاده به انتشار CO2 یافت شده است. هم‌چنین بر اساس یک رابطه‌ی یک طرفه از انرژی هسته‌ای به انتشار CO2، بیان شده است که استفاده از انرژی هسته‌ای در فرانسه می‌تواند به کاهش بیش‌تر انتشار کربن آن کمک کند.

---

1 - Halicioglu.
2 - Iwata et al.

عبدالجلیل و سید محمود (2009)، در مقاله‌ای، ارتباط بلندمدت بین متغیرهای انتشار CO2، مصرف انرژی، درآمد داخلی و تجارت خارجی در چین را طی دوره‌ی 1975-2005 بررسی کردند. هدف اصلی این مقاله، بررسی منحنی EKC در بلند مدت بوده و از روش اقتصادسنجی ARDL به منظور تحلیل تجربی استفاده شده است. در این مقاله وجود یک رابطه‌ی درجه‌ی دوم بین درآمد و انتشار CO2 مورد تأیید قرار گرفته و نتیجه گرفته شده که فرضیه‌ی منحنی EKC در چین مورد تأیید است.

مطالعات انجام شده ی داخلی در این زمینه محدود بوده و بیش‌تر آن‌ها به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی با تولید ناخالص ملی پرداخته‌اند. از مهم‌ترین مطالعات انجام شده در این زمینه، می‌توان به مطالعات ابریشمی و مصطفایی (1380)، آرمن و زارع (1383)، نجارزاده و عباس محسن (1383)، صدرآبادی و همکاران (1386)، و آرمن و زارع (1388)، آماده و همکاران (1388)، اشاره کرد. در این مطالعات، رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و یا انواع حامل‌های انرژی با تولید ناخالص داخلی یا رشد اقتصادی به کمک روش‌های مختلف (مانند هسیائو، تودا- یاماتو، علّیت گرنجری و تصحیح خطا)، بررسی شده است. بیش‌تر این مطالعات رابطه‌ای یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی را نتیجه گرفته‌اند. در مطالعات اندکی نیز رابطه‌ی بین آلودگی محیط زیست با تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار گرفته، که در زیر به آن‌ها اشاره می شود.

صالح و دیگران (1386)، رابطه‌ی بین انتشار CO2 و تولید ناخالص داخلی در ایران را طی سال‌های 1387-1339 مورد بررسی قرار داده‌اند و با استفاده از نتایج به دست آمده، به تحلیل منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در شرایط ایران پرداخته‌اند. در این مقاله از آزمون استاندارد علّیت گرنجر و آزمون علّیت هسیائو استفاده و منحنی زیست محیطی کوزنتس با استفاده از روش OLS برآورد شده است. نتیجه ی این مقاله حاکی از وجود رابطه‌ی یک طرفه از انتشار CO2 به تولید ناخالص داخلی است. در این مقاله فرم مورد انتظار منحنی EKC در شرایط ایران، مورد تأیید قرار نگرفته است.

شرزه‌ای و حقانی(1388)، رابطه‌ی علّیت گرنجری میان مصرف انرژی، درآمد ملی و انتشار کربن همراه با عوامل نیروی کار و سرمایه را در دوره‌ی 1384-1353مورد بررسی قرار داد. نتایج به‌دست‌آمده در این مقاله حاکی از وجود یک رابطه‌ی علّی یک

طرفه از درآمد ملی به مصرف انرژی است. ولی رابطه‌ی علّی میان درآمد و انتشار کربن مورد تأیید قرار نگرفته است.

فطرس و نسرین دوست (1388)، ضمن بررسی رابطه‌ی علّی بین متغیرهای مورد مطالعه، وجود فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس را آزمون کردند. نتایج مطالعه‌ی آن‌ها بیانگر رابطه‌ی علّی یک طرفه از انتشار CO2 به درآمد سرانه و مصرف انرژی و رابطه‌ی یک طرفه از مصرف انرژی به آلودگی آب بوده است. هم‌چنین در این مقاله، فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس برای درآمد سرانه، مصرف انرژی و آلودگی آب تأیید نشده، ولی در ارتباط با انتشار CO2 و مصرف انرژی مورد تأیید قرار گرفته است.

نقطه ی تمایز این مقاله با مطالعات قبلی در این است که مقاله ی حاضر، رابطه‌ی بین هر سه متغیر رشد اقتصادی، انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی را به‌صورت هم‌زمان و در قالب یک مدل پویا مورد تجریه و تحلیل قرار داده است. هم‌چنین در این مقاله از روش اقتصادسنجی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها که مطالعات قبلی به آن نپرداخته بودند، مورد بررسی قرار گرفته است.

3- مبانی نظری

در بیش‌تر نظریه‌های رشد اقتصادی به‌ویژه در نظریات اخیر، انرژی به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار مطرح است، ولی میزان اهمیتی که مدل‌های مختلف برای آن قائل می‌شوند، متفاوت می‌باشد. در برخی مدل‌ها نظیر مدل بیوفیزیکی رشد، که توسط آیرس و نایر[1] (1984) مطرح شده است، به انرژی اهمیت بسیار زیادی داده می‌شود و در تصریح مدل، از آن به عنوان تنها و مهم‌ترین عامل رشد یاد می‌شود. در این مدل، دو نهاده ی سرمایه و نیروی کار به عنوان نهاده‌های واسطه‌ای هستند. در مدل‌های دیگر مانند مدل رشد نئوکلاسیکی برندت[2] (1987)، اهمیت انرژی در رشد، به اندازه‌ی مدل بیوفیزیکی نیست و انرژی به‌صورت یک نهاده ی تولید در کنار دو عامل سرمایه و نیروی کار در مدل وارد می‌شود.

1 - Nair& Ayres.
2- Berndt.

بدین ترتیب و بر اساس تمامی نظریات رشد اقتصادی، انرژی به عنوان یک عامل مؤثر در تولید مطرح است، که بدون آن، حرکت به سمت رشد اقتصادی میسر نمی‌باشد. لیکن با توجه به آثار سوء زیست‌محیطی ناشی از مصرف انرژی، توجه نظریه‌های اقتصادی به ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست معطوف شده است. برخی نظریه های رشد اقتصادی، مصرف انرژی را موجب تخریب محیط زیست دانسته و برخی دیگر حرکت به سمت رشد اقتصادی را موجب بهبود کیفیت محیط زیست می‌دانند.

در نظریات اقتصادی، ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در قالب فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) مطرح می‌شود. بر مبنای فرضیه‌ی EKC، هم‌زمان که یک کشور توسعه می‌یابد، ابتدا آلودگی شروع به افزایش می‌کند، ولی بعد از رسیدن به یک سطح خاص پیشرفت اقتصادی، آلودگی کاهش می‌یابد. در حقیقت، تخریب محیط زیست در شروع مرحله‌ی رشد اقتصادی، امری غیر قابل اجتناب بوده و یک کشور که در مرحله‌ی اولیه ی توسعه قرار دارد، ناگزیر از تخریب محیط زیست به منظور توسعه می‌باشد. اما پس از رسیدن به سطح کافی از توسعه‌ی اقتصادی، مباحث رشد پایدار و مسائل زیست‌محیطی اهمیت یافته و با تلاش برای جلوگیری از تخریب محیط‌زیست، رشد اقتصادی همراه با آلودگی کم‌تر تحقق می‌یابد، لذا بیان می‌شود که یک رابطه‌ی U وارونه بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست وجود دارد که این همان منحنی زیست‌محیطی کوزنتس است.

تحلیل تجربی فرضیه‌ی EKC را می‌توان به‌صورت مدل تئوریک ساده‌ای که توسط آندرونی و لوینسون[1] (2001) مطرح شده، شرح داد. بسیاری از اقتصاددانان قبل از آندرونی و لوینسون، سعی در تحلیل این فرضیه از طریق اقتصاد خرد داشتند. دیدگاه مشترک تمامی آن‌ها در ارتباط با مفهوم این منحنی و استدلال تمامی آن‌ها بر پایه ی مسئله ی حداکثرسازی مطلوبیت یک مصرف‌کننده‌ی نمونه می‌باشد. این دو اقتصاددان یک مدل ساده ی ایستا را با این فرض که اقتصاد تنها با یک مصرف‌کننده رو به رو است، به‌کار برده‌اند. آن‌ها بیان کردند که تابع مطلوبیت مصرف‌کننده از دو جزء تشکیل می‌شود، که این دو جزء شامل مطلوبیتی که از مصرف کالای استاندارد حاصل می‌شود و عدم مطلوبیتی که به موجب آلودگی حاصل از مصرف پدید می‌آید. به‌طوری‌که:

$$U = U(C, P) \qquad (1)$$

1-Andreoni and Levinson.

$U_c > 0 \quad , \quad U_p < 0$

که در آن:

C= مصرف کالای خصوصی

P= آلودگی

و U تابع مطلوبیت شبه مقعر در C و P می‌باشد.

در این رابطه مصرف کالا از یک سو موجب افزایش مطلوبیت مصرف‌کننده و از سوی دیگر به دلیل ایجاد آلودگی سبب کاهش آن می‌شود. آلودگی، محصول فرعی مصرف است و مصرف‌کننده می‌تواند با هزینه کردن بخشی از درآمد خود برای پاکسازی یا جلوگیری از ایجاد آن، مطلوبیت خود را افزایش دهد. اگر هزینه برای کاهش آلودگی با E نشان داده شود، آن‌گاه تابع آلودگی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$P = P(C, E) \qquad (2)$$

$P_c > 0 \ , \quad P_E < 0$

مصرف کننده به دنبال حداکثر کردن تابع مطلوبیت خود است، اما با محدودیت درآمد (M) رو به رو است. بدین صورت که باید بخشی از کل درآمدش را برای خرید کالا و بخشی دیگر را برای کاهش آلودگی هزینه کند، لذا مصرف کننده برای رسیدن به حداکثر مطلوبیت با این قید مواجه است:

$$M = C + E \qquad (3)$$

اگر فرض شود تابع مطلوبیت و تابع آلودگی ناشی از مصرف کالا یک مصرف-کننده ی فرضی به‌صورت زیر باشد:

$$U = C - zP \qquad (4)$$

$$P = C - C^{\alpha}E^{\beta} \qquad (5)$$

که در آن z عدم مطلوبیت نهایی آلودگی و بزرگ‌تر از صفر است.

با جای گذاری معادله‌ی 5 در معادله‌ی 4، تابع مطلوبیت مصرف‌کننده به‌دست می آید. از آن‌جایی که مصرف کننده به دنبال حداکثر کردن تابع مطلوبیت خود با توجه به قید درآمدی است، داریم:

$$\max \quad U = C^{\alpha} E^{\beta} \qquad (6)$$

$$s.t \quad M = C + E \qquad (7)$$

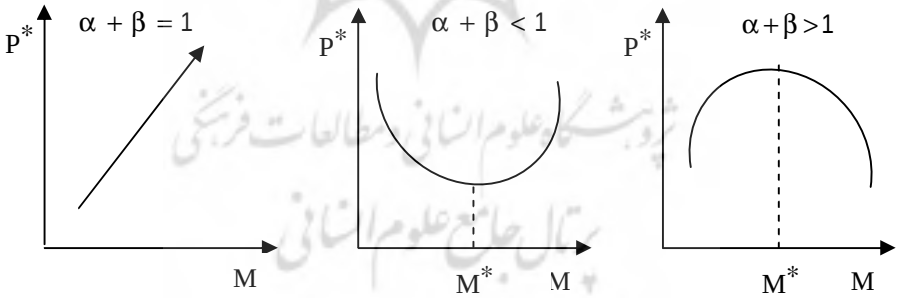
با تشکیل تابع لاگرانژ و محاسبه ی E و C و قرار دادن آن در معادله‌ی 5، تابع آلودگی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$P^*(M) = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} M - \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\alpha}\left(\frac{\beta}{\alpha+\beta}\right)^{\beta} M^{\alpha+\beta} \qquad (8)$$

معادله‌ی 8، رابطه‌ی بین درآمد و آلودگی را نشان می‌دهد. بر اساس این معادله شکل تابع آلودگی و چگونگی ارتباط بین درآمد و آلودگی به شیب معادله و مقدار پارامترهای α و β بستگی دارد.

$$\frac{\partial P^*}{\partial M} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} - (\alpha+\beta)\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\alpha}\left(\frac{\beta}{\alpha+\beta}\right)^{\beta} M^{\alpha+\beta-1} \qquad (9)$$

بر طبق معادله‌ی 9، اگر تلاش‌ها و فعالیت‌های انجام شده برای کاهش آلودگی بازدهی ثابت به مقیاس داشته باشد، $\alpha+\beta=1$ و شیب منحنی $(\partial P^*/\partial M)$ ثابت و منحنی آلودگی به صورت یک خط با شیب مثبت است. از آن‌جا که $0 \le \alpha, 0 \le \beta$، بنابراین P^* هم‌زمان با افزایش M افزایش می‌یابد (شکل 1 الف). اگر تلاش‌ها و فعالیت‌ها برای کاهش آلودگی، بازدهی نزولی نسبت به مقیاس داشته باشد، $\alpha+\beta<1$ و منحنی نسبت به مبدأ محدب است (شکل 1 ب) و در نهایت اگر فعالیت‌های کاهش آلودگی، بازدهی صعودی نسبت به مقیاس داشته باشد، منحنی نسبت به مبدأ مقعر است. در این



الف ب ج

شکل 1- نمودار آلودگی

صورت تا سطح درآمدی مشخصی افزایش درآمد به آلودگی بیش‌تر منجر می‌شود و پس از آن سبب کاهش آلودگی می‌شود این همان فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس است. (شکل 1 ج).

جهت تقعر منحنی آلودگی هنگامی‌که $\alpha+\beta\neq 1$ باشد، به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial^2 P^*}{\partial M^2}=-(\alpha+\beta-1)(\alpha+\beta)\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\alpha}\left(\frac{\beta}{\alpha+\beta}\right)^{\beta}M^{\alpha+\beta-2} \qquad (10)$$

4- ارایه ی مدل

در این مقاله به منظور بررسی رابطه‌ی بین تولید ناخالص داخلی، آلودگی محیط زیست و مصرف انرژی، مدل زیر تصریح می‌شود:

$$C=\alpha_0+\alpha_1 Y+\alpha_2 Y^2+\alpha_3 E+U_t \qquad (11)$$

این مدل بر اساس مدل فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس که در بخش قبلی به آن پرداخته شد، تصریح شده است. بر این اساس، یک رابطه‌ی خطی و غیرخطی درجه‌ی دوم بین تولید ناخالص داخلی و آلودگی محیط‌زیست در نظر گرفته شده است. هم چنین از آن‌جا که آلودگی محیط زیست تنها متأثر از رشد اقتصادی نبوده و متغیرهای دیگری نیز در تعیین آن نقش دارند، متغیر مصرف انرژی نیز به عنوان متغیر مستقل به مدل اضافه شده است. حذف این متغیر از مدل و برآورد صرف مدل کوزنتس، ممکن است مسأله ی تورش ناشی از حذف متغیرها را به‌وجود آورد، که در این صورت نتایج به‌دست آمده قابل اطمینان نیستند. این معادله در مطالعات زیادی نظیر جلالی[1]، جیمز و هالیچی اوغلو، به منظور بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی کشورهای مختلف، مورد استفاده قرار گرفته است.

1- Jalali.

در معادله‌ی 11، Y تولید ناخالص داخلی، $Y2$ توان دوم تولید ناخالص داخلی، E مصرف انرژی، C انتشار دی‌اکسیدکربن (CO2)، به عنوان شاخص آلودگی محیط‌زیست[1] و U_t جزء خطای معادله‌ی رگرسیونی در نظر گرفته می‌شود.

بر اساس فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس، انتظار می‌رود ضریب تولید ناخالص داخلی، مثبت $(\alpha_1 > 0)$ و ضریب توان دوم آن منفی $(\alpha_2 < 0)$ باشد. منفی بودن α_2 تقعر رو به پایین منحنی را نشان می‌دهد، در صورتی که α_1 مثبت و α_2 منفی و هر دو از نظر آماری معنی دار باشند مفروضات فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس تأیید می شود، اما اگر علائم آن‌ها طبق انتظار باشد، ولی α_1 معنی‌دار و α_2 بی‌معنی باشد، فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس برقرار نیست و تنها یک رابطه‌ی خطی را می‌توان بین تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسید کربن بیان کرد. هم‌چنین چنان‌چه α_2 معنی‌دار ولی از نظر مقداری ناچیز باشد، مفروضات فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس تأیید می شود، اما شکل تبعی (U وارون) آن صحیح نیست. زیرا در این حالت ضریب محاسبه شده آن قدر ناچیز است که نمی‌تواند شاخه ی نزولی منحنی کوزنتس را شکل دهد و رابطه‌ی غیرخطی درجه‌ی دوم بین تولید ناخالص داخلی و انتشار CO2 را برقرار کند. هم‌چنین انتظار بر این است که ضریب مصرف انرژی مثبت $(\alpha_3 > 0)$ باشد، به این دلیل که در بیش‌تر کشورها (به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه)، افزایش مصرف انرژی سبب افزایش انتشار دی اکسید کربن نیز می‌شود.

5- روش شناسی اقتصادسنجی

در این بخش ابتدا روش برآورد الگو تشریح شده و سپس آزمون ثبات الگو مورد بررسی قرار می گیرد.

5-1- روش برآورد الگو

به منظور برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، روش‌های اقتصادسنجی گوناگونی وجود دارد که در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته

1 - همان‌گونه که در مقدمه نیز گفته شد، انتخاب انتشار دی اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی محیط زیست، به این دلیل است که دی اکسید کربن مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای بوده و بیش‌ترین سهم را در میان آن‌ها داراست، لذا در بیش‌تر مقالات از این شاخص در بررسی وضعیت آلودگی محیط زیست استفاده می‌شود

است. در این مقاله از روش اقتصادسنجی، الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1]، برای تخمین مدل و بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه استفاده می‌شود.

روش اقتصادسنجی ARDL، توسط پسران و شین[2] (1999)، به منظور بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها ارایه شده است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌های مشابه داشته و لذا به‌طورگسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت روش ARDL، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف نظر از مانا یا نامانابودن آن هاست. هم‌چنین در این روش، علاوه بر امکان محاسبه ی روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه ی روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن‌که سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است.

یک مدل الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به‌طور کلی به‌صورت $ARDL(p_1,q_1,q_2,\ldots q_k)$ نشان داده می‌شود. به‌طور مشخص اگر Y_t ، متغیر وابسته و X_t متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به‌صورت ذیل خواهد بود:

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)X_{i,t} + U_t \qquad (12)$$

این معادله رابطه‌ی پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به‌طوری که در آن:

$$\alpha(L,q_i) = 1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-\ldots-\alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0}+\beta_{i1}L+\ldots+\beta_{iq}L^q$$

و α_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های به‌کار رفته برای متغیر وابسته (Y_t) و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است.

رابطه‌ی بلندمدت مدل ARDL، با عملیات جبری ساده در معادله‌ی بالا و توجه به آن‌که در بلندمدت ارزش جاری وقفه‌های هر یک از متغیرهای وابسته و توضیحی با هم برابر هستند، به‌صورت ذیل به‌دست می‌آید:

1 - Auto Regressive Distributed Lag.
2 - Pesaran & Shin.

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i X_i + e_t \qquad (13)$$

در این معادله:

$$e_t = \frac{U_t}{\alpha(1, P)}$$

$$\phi_0 = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, p)}$$

$$\lambda_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)}$$

در روش ARDL، به منظور بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، آزمون F انجام می‌گیرد. آماره ی این آزمون از معادله‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} + \sum_{m=1}^{n} \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^{p} \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \theta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \varepsilon_t \qquad (14)$$

که در آن i، وقفه ی متغیر توضیحیmام، j وقفه ی متغیر وابسته، n تعداد متغیرهای توضیحی، p تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و q تعداد وقفه ی متغیرهای مستقل است.

در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهاست که به‌صورت ذیل تعریف می‌شوند:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \ldots = \delta_m = 0$$
$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \ldots \neq \delta_m \neq 0$$

آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه ی سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطای ARDL، به‌صورت ذیل می‌باشد:

$$\Delta Y_t = \phi + \sum_{j=1}^{p} \phi_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \beta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \lambda ECM_{t-1} + u_t \quad (15)$$

که در آن λ، مقدار تعدیل در هر دوره تا رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می دهد.

5-2- آزمون ثبات الگو

روش‌های متعددی برای آزمون ثبات ضرایب برآورد شده ی یک مدل در طول زمان وجود دارد. در این مقاله از مدل‌های تکراری همبستگی جزء اختلال برای آزمون ثبات ضرایب مدل برآورد شده، استفاده می‌شود، زیرا این روش در شرایطی که حتی احتمال تغییر ساختار نیز وجود داشته باشد، قابل استفاده است. مدل‌های تکراری به دو صورت آزمون‌های مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM[1]) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMSQ[2]) انجام می‌شوند. آزمون CUSUM، برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیونی و آزمون CUSUMSQ، در زمانی‌که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون، به‌صورت اتفاقی و ناگهانی است، کاربرد دارد. باقیمانده ی تکراری نرمال شده ی یک مدل رگرسیونی خطی به‌صورت ذیل محاسبه می‌شود:

$$W_r = \frac{e_t}{s.e(e_t)} \quad (16)$$

که در آن e_t، خطای پیش‌بینی یک دوره و $se(e_t)$ انحراف معیار آن است. آماره‌ی آزمون CUSUM به‌صورت زیر است:

$$W_r = \sum_{j=k+1}^{t} \frac{w_j}{\hat{\sigma}} \qquad t = k+1,\dots n \quad (17)$$

که در آن $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{r=k+1}^{T} (w_r - \hat{w})^2}{T-K-1}}$ و $\hat{w} = \frac{\sum_{r=k+1}^{T} w_r}{T-K}$ است.

1 - Cumulative Sum
2 - Cumulative Sum of Square

آماره‌ی آزمون مجموع مجذور تجمعی پسماندها نیز به‌صورت ذیل است:

$$S_r = \frac{\sum_{k+1}^{t} W_J^2}{\sum_{J=k+1}^{n} W_J^2} \qquad t+1,\ldots,n \qquad (18)$$

به منظور آزمون ثبات مدل، آماره‌های S_r و W_r بین فواصل اطمینان ترسیم می شوند و فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم شکست ساختاری و ثبات ضرایب مدل در طول زمان و فرضیه‌ی مقابل مبتنی بر وجود شکست ساختاری و بی‌ثباتی ضرایب آزمون می شود.

6- داده‌های مورد استفاده و روش انجام تحقیق

سری‌های زمانی به‌کار رفته در این مقاله، انتشار دی‌اکسید کربن (C)، مصرف انرژی (E) و تولیدناخالص داخلی واقعی به قیمت ثابت سال 2000 هستند که به‌صورت لگاریتمی به‌کار رفته‌اند. به منظور رعایت اختصار، از این قسمت به بعد از ذکر کلمه ی لگاریتم داده‌ها خودداری می‌شود و هر کجا نام متغیرهای بالا آمده، منظور همان شکل لگاریتمی آن‌هاست. داده‌های آماری تولید ناخالص داخلی از شاخص‌های توسعه‌ی بانک جهانی[1] جمع‌آوری شده‌اند. از آن‌جا که در آخرین شاخص‌های آماری منتشر شده‌ی بانک جهانی، آمارهای سه سال آخر متغیرهای مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در دوره‌ی موردنظر وجود نداشت، داده‌های آماری مربوطه از آمارهای منتشر شده ی BP[2] که یکی از مؤسسات معتبر در ارایه ی آمارهای انرژی در جهان است، استخراج شده‌اند. مصرف انرژی بر حسب میلیون تن معادل بشکه نفت‌خام، انتشار دی اکسیدکربن بر حسب تن و تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد دلار به قیمت ثابت سال 2000 است. دوره‌ی زمانی مورد مطالعه‌ی 44 ساله و برای سال‌های 2008-1965 در نظر گرفته شده است.

1 - World Development Indexes .
2- British Petroleum.

به منظور برآورد مدل از نرم‌افزار میکروفیت[1] استفاده شده و مراحل انجام بدین صورت است که در مرحله‌ی اول با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد، درجه‌ی هم جمعی هر یک از متغیرهای مدل تعیین می‌شود. سپس با انجام آزمون F، وجود و یا عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها بررسی شده و ضرایب بلندمدت محاسبه می‌شود. در مرحله‌ی بعد به منظور بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها، مدل تصحیح خطای ARDL، برآورد شده و سرعت تعدیل در هر دوره به منظور برقراری یک رابطه‌ی بلندمدت به‌دست می‌آید. در پایان نیز برای اطمینان از ثبات ضرایب مدل در طول زمان، آزمون‌های ثبات CUSUM و CUSUMSQ انجام می‌گیرد.

7- برآورد مدل ارایه شده

در این بخش ابتدا مانایی متغیرهای الگو بررسی می گردد. سپس برآورد مدل برای سه رابطه پویا، بلندمدت و کوتاه مدت صورت می پذیرد و در نهایت آزمون ثبات، انجام می شود.

7-1- بررسی مانایی متغیرها

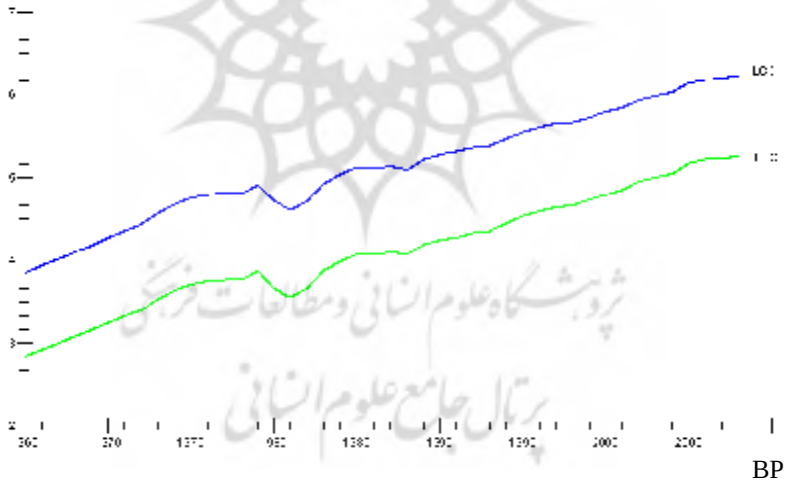
قبل از برآورد مدل، باید آزمون مانایی برای تمامی متغیرها انجام شود تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه‌ی دو، یعنی I(2) نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود، زیرا هنگام وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند. آزمون F مبتنی بر این فرض است که تمامی متغیرهای موجود در مدل، I(0) و یا I(1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه‌ی واحد در مدل ARDL برای تعیین این‌که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه‌ی یک یا بیش‌تر هستند یا نه، ضروری است (آذربایجانی و همکاران، 1388).

روش‌های گوناگونی برای انجام آزمون ریشه‌ی واحد وجود دارد، که می‌توان به وسیله ی آن‌ها مانایی متغیرها را مورد بررسی قرار داد. اما با توجه به این که اقتصاد ایران تحت تأثیر تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ بوده و در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، ابتدا باید وجود شکست ساختاری آن‌ها

1 - Microfit.

بررسی شود. در صورت وجود شکست ساختاری باید از آزمون‌های مختص بررسی شکست ساختاری در سری‌های زمانی مانند آزمون پرون[1] استفاده شود.

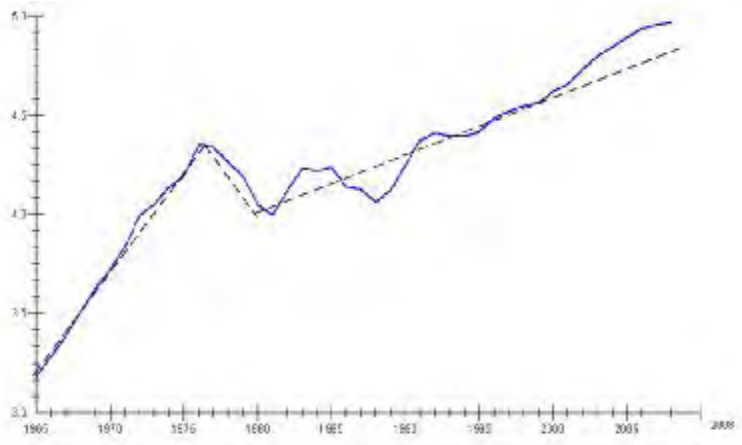
در شکل‌های 2 و 3، نمودار سری زمانی متغیرهای مورد استفاده در مدل، ترسیم شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نمودار سری‌های زمانی مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن روند مشخص و ثابتی را در طول سال‌های مورد بررسی داشته و دچار شکست ساختاری بارزی نیستند، لذا می‌توان از آزمون‌های مختلف ریشه‌ی واحد برای بررسی مانایی آن‌ها استفاده کرد. اما نمودار تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهد که این متغیر روند ثابتی را طی سال‌های مورد مطالعه نداشته و دچار شکست ساختاری بوده، که به‌صورت خط‌چین در نمودار مشخص شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تغییر شکست نه تنها سبب تغییر در عرض از مبدأ شده، بلکه شیب را نیز تغییر داده است، شکست ساختاری فوق مربوط به سال پیروزی انقلاب اسلامی، یعنی سال 1979 است. لذا برای بررسی مانایی تولید ناخالص داخلی باید از آزمون های مختص شکست ساختاری استفاده کرد.



منبع: BP

نمودار 2- روند مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن

1 - Peron.



منبع: WDI

نمودار 3- روند تولید ناخالص داخلی

آزمون پرون، یکی از روش های مرسوم برای بررسی شکست ساختاری سری‌های زمانی است. معادله‌ی آزمون پرون برای بررسی فرض صفر مبنی بر نامانایی به‌صورت زیر است (نوفرستی، 1377):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DP + \alpha_2 DTB + \alpha_3 DA + \alpha_5 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{5i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18$$

که در آن DP، یک متغیر مجازی بوده که کمیت آن برای سال‌های قبل از سال شکست ساختاری برابر روند و برای بقیه ی سال‌ها صفر است. DTB نیز یک متغیر مجازی است که برای سال شکست ساختاری برابر یک و برای بقیه ی سال‌ها صفر است. DA، روند زمانی است که مقدار آن برای سال‌های بعد از شکست ساختاری برابر t و برای سال‌های قبل از آن صفر می‌باشد. Y_{t-1} وقفه و $\sum_{i=1}^{p} \alpha_{5i} \Delta Y_{t-i}$ تفاضل مرتبه‌ی P ام وقفه ی متغیر وابسته است.

با انجام آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای متغیرهای مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن و آزمون پرون برای متغیر تولید ناخالص داخلی، نتیجه شد که تمامی متغیرها در سطح مانا نیستند، اما تفاضل مرتبه‌ی اول آن‌ها ماناست. خلاصه خروجی آزمون‌ها در جدول 1 نشان داده شده است. از آن‌جا که درجه‌ی هم‌جمعی هیچ

یک از متغیرها بیش‌تر از دو نیست، آزمون F برای آن‌ها معتبر بوده و می‌توان از روش ARDL، به منظور بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی و برآورد مدل استفاده کرد.

جدول 1- آزمون ایستایی متغیرها

آزمون دیکی فولر						
متغیر	عرض از مبدأ	روند	وقفه	آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی (5 درصد)	نتیجه
مصرف انرژی	0/96	0/016	0/4	-3/309	-3/52	نامانا
انتشار کربن	0/14	---	0/016	-1/073	-2/931	نامانا
تفاضل اول مصرف انرژی	0/045	-0/0001	-0/733	-4/744	-3/520	مانا
تفاضل اول انتشار کربن	0/039	---	-0/73	-4/824	-2/933	مانا

آزمون پرون									
متغیر	عرض از مبدأ	DP	DTB	DA	وقفه	تفاضل وقفه	آماره‌ی آزمون	مقدار بحرانی (5 درصد)	نتیجه
تولید ناخالص	1/21	0/026.	0/006	0/012	0/64	0/43	-2/43	-4/17	نامانا
تفاضل اول تولید ناخالص	0/15	0/042	0/19	0/001	0/17	0/24	-4/52	-4/17	مانا

منبع: خروجی نرم افزار MICROFIT

7-2- برآورد مدل *ARDL*

نتایج برآورد مدل در سه بخش رابطه‌ی پویا، رابطه‌ی بلندمدت و رابطه‌ی کوتاه‌مدت ارایه می‌شود:

الف) رابطه‌ی پویا

بر اساس معادلات 11 و 12، معادله‌ی زیر به عنوان رابطه‌ی پویای بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن تصریح و برآورد می‌شود:

$$C_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1i} C_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} \alpha_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \alpha_{3i} {Y_{t-i}}^2 + \sum_{i=0}^{q3} \alpha_{4i} E_{t-i} + DOM + U_t \qquad (19)$$

به منظور برآورد رابطه‌ی بالا، ابتدا با توجه به تعداد محدود مشاهدات، حداکثر وقفه، 3 لحاظ و تمامی معادلات به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شدند. سپس با

استفاده از معیار بیزین - شوارتز، یکی از معادلات برآورد شده به عنوان رابطه‌ی پویای بین متغیرها انتخاب شد (جدول 2). در رابطه‌ی پویای به‌دست آمده، وقفه ی بهینه ی تولید ناخالص و توان دوم آن، صفر، انتشار دی‌اکسیدکربن، یک و مصرف انرژی یک به‌دست آمد و مدل به‌صورت ARDL(1,0,0,1) برآورد شد. متغیر دامی پیروزی انقلاب اسلامی (DOM) مربوط به شکست ساختاری تولید ناخالص داخلی نیز در مدل لحاظ شده، که کمیت آن برای سال‌های قبل از انقلاب، صفر و برای سال‌های بعد از انقلاب یک است.

جدول 2- نتایج حاصل برآورد مدل پویای ARDL(1,0,0,1)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره‌ی t
Co(-1) انتشار دی‌اکسید کربن- وقفه‌ی اول	0/47	0/15	3/16
Y تولید ناخالص داخلی	0/29	0/12	2/49
Y2 توان دوم تولید ناخالص داخلی	-0/031	0/013	-2/32
EC مصرف انرژی	0/95	0/15	57/29
EC(-1) مصرف انرژی- وقفه‌ی اول	-0/46	0/15	-3/07
C عرض از مبدأ	0/020	0/13	0/159
DOM متغیر دامی	0/01	0/048	2/14
آزمون فروض			
آزمون	**آماره‌ی آزمون**	**مقدار بحرانی**	**نتیجه آزمون**
آزمون همبستگی	0.096	0.077	عدم همبستگی
آزمون ناهمسانی واریانس	0.31	0.30	ناهمسانی واریانس

منبع: خروجی نرم افزار MICROFIT

در تخمین فوق ضرایب تمامی متغیرها از آماره‌ی t بالایی برخوردار بوده و همگی در سطح خطای 5 درصد معنی‌دار و از نظر علامتی سازگار با مبانی نظری ارایه شده هستند. هم‌چنین فروض کلاسیک برقرار بوده و مدل دچار ناهمسانی واریانس و همبستگی نمی‌باشد، که اعتبار مدل را نشان می‌دهد.

ب) رابطه‌ی بلندمدت

قبل از محاسبه ی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، ابتدا باید وجود آن بررسی شود. بدین منظور، معادله‌ی 15 با لحاظ کردن متغیرهای وابسته و مستقل مورد استفاده در مدل، تصریح و برآورد شد. در این برآورد آماره‌ی F برابر 4/006 به‌دست آمد، که در مقایسه با مقدار بحرانی 3/837 جدول مقادیر بحرانی آماره‌ی F، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، رد و وجود چنین رابطه‌ای نتیجه شد.

رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها از معادله‌ی پویا و بر اساس معادله‌ی 13 به‌دست می آید، که به‌صورت زیر است (برای توضیح ارتباط بین $\chi_1,...\chi_3$ و $\alpha_1...\alpha_3$ و چگونگی استخراج رابطه‌ی بلندمدت از کوتاه‌مدت به بخش5-1 مراجعه شود):

$$C = \chi_0 + \chi_1 Y_t + \chi_2 Y_t^2 + \chi_3 E + DOM + \varepsilon_t \qquad (20)$$

نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت در جدول 3 نشان داده شده است. همان‌طور که دیده می‌شود، تمامی ضرایب مدل از معنی‌داری بالایی برخوردار و از نظر علامتی، سازگار با تئوری‌های نظری هستند. هر یک از ضرایب متغیرها، کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به آن متغیر را نشان می‌دهد. ضریب مصرف انرژی یا همان کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی برابر با 0/93 و نزدیک به واحد است و بدین معنی است که با یک درصد افزایش در مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن 0/93 درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین ضریب تولید ناخالص، مثبت به‌دست آمده، که با فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس مبنی بر ارتباط مستقیم بین رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن، سازگار است. مقدار آن 0/54 است، که نشان می‌دهد انتشار دی اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص بی‌کشش می‌باشد. بر این اساس یک درصد افزایش در تولید ناخالص، انتشار دی اکسید کربن را کم‌تر از آن و به میزان 0/54 درصد بالا می‌برد. هم‌چنین ضریب توان دوم رشد اقتصادی منفی است، که مطابق انتظار و مؤافق با مفروضات فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس و تأییدکننده ی تقعر رو به پایین منحنی زیست محیطی کوزنتس است.

جدول 3- نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت مدل ARDL(1,0,0,1)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره‌ی t
Y رشد اقتصادی	0/54	0/111	4/87
Y2 توان دوم رشد اقتصادی	-0/058	0/014	-4/17
EC مصرف انرژی	0/93	0/015	61/41
C عرض از مبدأ	0/039	0/25	0/16
DOM متغیر دامی	0/019	0/0074	2/62

منبع: خروجی نرم افزار MICROFIT

ج) رابطه‌ی کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل

مدل تصحیح خطا بر اساس معادلات 11 و 15، برای بررسی نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت به صورت زیر تصریح و برآورد می‌شود:

$$\Delta C_t = B + \sum_{j=1}^{p}\beta_{1j}\Delta C_{t-j} + \sum_{i=0}^{m}\beta_{2i}\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m}\beta_{3i}\Delta Y_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^{m}\beta_{4i}\Delta E_{t-i} \quad (21)$$
$$+ \lambda EC_{t-1} + DOM + u_t$$

همان‌طور که در جدول 4 ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب الگوی تصحیح خطا با احتمال بیش از 95 درصد معنی‌دار هستند و علامت تمامی متغیرها، انتظارات تئوریکی و اقتصادسنجی را برآورده می‌کند. همانند ضرایب مدل بلندمدت، ضرایب مدل تصحیح خطا نیز گویای کشش هستند. کشش انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی، مثبت و 0/96است، که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت با یک درصد افزایش در مصرف انرژی، انتشار دی اکسیدکربن تقریباً به همان میزان افزایش می‌یابد. ضریب تولید ناخالص داخلی کم‌تر از یک و برابر 0/29 است. بر این اساس، در کوتاه‌مدت اگر تولید ناخالص داخلی، یک واحد افزایش یابد، انتشار دی‌اکسید کربن کم‌تر از یک واحد افزایش می‌یابد. هم‌چنین علامت ضریب جمله ی تصحیح خطا مطابق انتظار، منفی است، که نشان می‌دهد عدم تعادل‌ها در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شوند تا رابطه‌ی تعادلی

بلندمدت ایجاد شود. مقدار این ضریب 0/53- است، که به معنی تعدیل 53 درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت است.

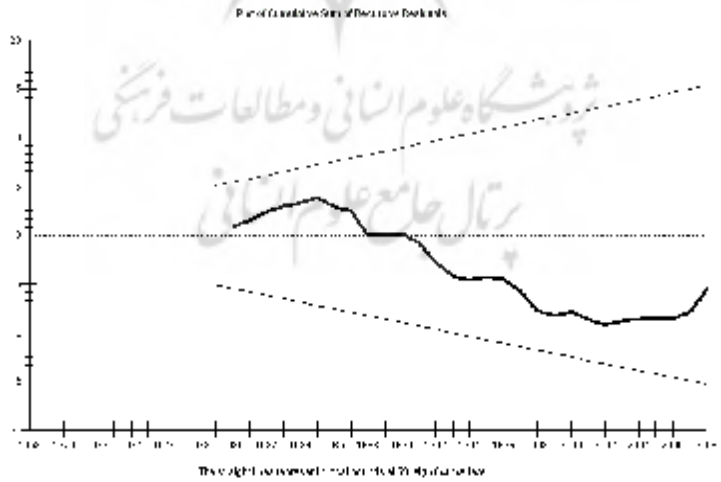
جدول 4- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا ARDL(1,0,0,1)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره‌ی t
dY تفاضل مرتبه‌ی اول تولید ناخالص	0/29	0/12	2/49
dY2 تفاضل مرتبه‌ی اول توان دوم تولید ناخالص	-/031	0/013	-2/32
dEC تفاضل مرتبه‌ی اول مصرف انرژی	0/96	0/017	57/29
C عرض از مبدأ	0/020	0/13	0/16
DOM متغیر دامی	0/01	0/005	2/14
ECM ضریب تصحیح خطا	-0/53	0/15	-3/58

منبع: خروجی نرم افزار MICROFIT

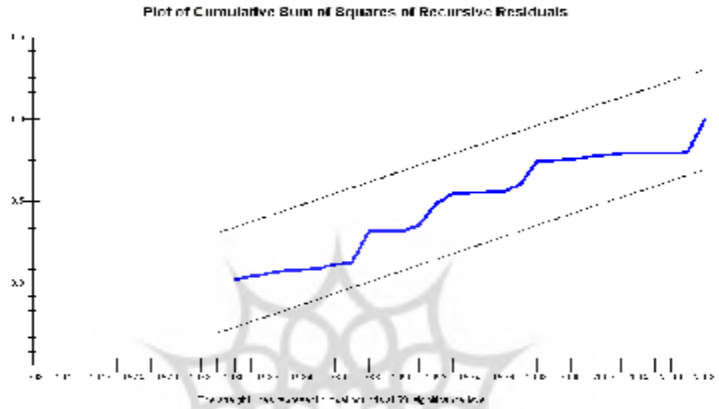
7-3- آزمون ثبات

نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، برای بررسی ثبات ضرایب برآورد شده و آزمون پایداری ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در طول زمان در شکل‌های 3 و 4 آورده شده است. از آن‌جاکه در هر دو آزمون، آماره‌ها در داخل فواصل اطمینان 95 درصد قرار دارند، فرض صفر مبنی بر ثبات ضرایب، پذیرفته شده و در سطح معنی‌داری 5 درصد نتایج به‌دست آمده قابل اتکا و معتبر هستند.



منبع: خروجی نرم افزار Microfit

شکل 3- مجموع تجمعی باقیمانده‌های تکراری (*CUSUM*)



منبع: خروجی نرم افزار Microfit

شکل 4- مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های تکراری(*CUSUM Q*)

8- نتایج و پیشنهادات

بر اساس ضرایب به‌دست آمده، نتیجه می‌شود که انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص، بی‌کشش و نسبت به مصرف انرژی کشش نزدیک به واحد دارد و لذا مصرف انرژی تأثیر بیش‌تری نسبت به رشد اقتصادی بر آلودگی و انتشار دی‌اکسیدکربن می‌گذارد. از این‌رو افزایش رشد اقتصادی مشکل چندانی را در ارتباط با آلودگی محیط زیست به‌ویژه در کوتاه‌مدت ایجاد نمی‌کند، اما افزایش مصرف انرژی می‌تواند تهدید بیش‌تری برای محیط زیست محسوب شود. هم‌چنین مقایسه ی نتایج بلندمدت و کوتاه مدت نشان می دهد که رشد اقتصادی در بلندمدت تأثیر بیش‌تری بر انتشار دی اکسید کربن دارد و تأثیر مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تقریباً مشابه همدیگر است.

هم‌چنین طبق ضرایب حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت، نتیجه می‌شود که منحنی زیست محیطی کوزنتس طی دوره‌ی مورد بررسی، فرم مورد انتظار را نداشته و شکل U

وارون را ندارد، زیرا مقدار ضریب تولید ناخالص، 0/54 و ضریب توان دوم تولید ناخالص 0/06- به‌دست آمده است. منفی بودن ضریب توان دوم تولید ناخالص، تقعر رو به پایین منحنی، منحنی زیست محیطی کوزنتس را تأیید می‌کند، اما چون مقدار عددی آن در مقایسه با مقدار توان اولش بسیار کوچک و از نظر قدرمطلق نزدیک به صفر می‌باشد، تقعر لازم در منحنی کوزنتس ایجاد نمی‌شود و رابطه‌ی معکوس معنی‌داری بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی نتیجه نمی‌شود. از این رو فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس در ایران مورد تأیید نیست. این بدان معنی است که طی سال‌های گذشته، رشد اقتصادی در ایران به اندازه‌ای نبوده که بتواند بر انتشار دی‌اکسیدکربن تأثیری کاهنده داشته باشد. از این رو می‌توان گفت اگر رشد اقتصادی با نرخ سریع‌تری اتفاق بیفتد، به گونه‌ای که نرخ رشد آن از نرخ رشد انتشار دی‌اکسیدکربن بیش‌تر شود، می تواند موجب شکل‌گیری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس شود. هرچند، همین معنی دار بودن ضریب توان دوم تولید ناخالص می‌تواند نشان دهنده‌ی شروع ارتباط معکوس بسیار ضعیف بین تولید ناخالص و انتشار دی‌اکسیدکربن طی دوره‌ی مورد بررسی باشد.

بدین ترتیب، از آن‌جا که طبق نتایج این مقاله، تأثیر مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن بیش‌تر از تأثیر رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن است، لذا اولین اقدام در جهت کاهش انتشار در کشور، توجه به فرایند مصرف انرژی است. از این رو باید سیاست‌گذاری و اقدامات لازم در جهت اصلاح و افزایش کارایی مصرف انرژی انجام پذیرد. تحقق این امر سبب کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود و می‌تواند موجب کم‌رنگ‌تر شدن رابطه‌ی مستقیم رشد اقتصادی با انتشار دی‌اکسیدکربن و حتی تغییر جهت این رابطه شود. در این حالت کشور در راستای اهداف توسعه‌ی پایدارگام بر می دارد.

فهرست منابع

آذربایجانی، کریم و همکاران. 1388. بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی- تجارت و رشد در چارچوب یک الگو خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL). فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی. سال نهم. تابستان 1388. شماره ی دوم.

آرمن، عزیز و زارع، روح الله. 1384. بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین مصرف انـرژی و رشد اقتصادی در ایـران طـی سـال هـای 1381-1346. فـصل نامـه ی پـژوهش‌هـای اقتصادی ایران.

آماده، حمید و دیگران. 1388. بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشـتغال در بخش‌های مختلف ایران. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی. شماره ی 86.

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر. 1380. بررسی رابطه‌ی بین رشد اقتـصادی و مـصرف فرآورده‌های عمده ی نفتی در ایران. مجله ی دانش و توسعه. شماره ی 14.

پرمن و یوما. 1382. اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، ترجمه ی حمید رضـا ارب‌ـاب. انتشارات نشر نی.

ترنر و پیرس. 1374. اقتصاد محیط زیست. ترجمه ی سیاوش دهقانیان، عوض کـوچکی و علی کلاهی اهری. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

تشکینی، احمد. 1384. اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit . مؤسسه ی فرهنگـی هنری دیباگران تهران.

حسنی صدرآبادی، محمد حین و همکاران. 1386. بررسی رابطه‌ی علّی مـصرف انـرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال های 1384-1350. پژوهش‌نامه‌ی علـوم انسانی و اجتماعی. شماره ی 7.

شرزه‌ای، غلامعلی و حقانی، مجید. 1388، بررسی رابطـه‌ی علّـی میـان انتـشار کـربن و درآمد داخلی با تأکید بر نقش مصرف انرژی. تحقیقات اقتصادی. شماره ی 68.

صالح، ایرج و دیگران، 1388، بررسی رابطه‌ی علیت بین تولید ناخـالص داخلـی و حجـم گازهای گلخانه‌ای در ایران: مطالعه ی موردی گاز دی‌اکـسیدکربن. اقتـصاد کـشاورزی و توسعه. شماره ی 66.

فطرس، محمدحسن و نسرین دوست، میثم. 1388. بررسی رابطه‌ی آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انـرژی و رشـد اقتـصادی در ایـران 83-1359. فـصلنامه ی اقتـصاد انـرژی. شماره ی 21.

نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم. 1383. رابطه‌ی بین مصرف حامل های انرژی و رشد بخش های اقتصادی در ایران. فصل‌نامه ی مطالعات اقتصاد انرژی. شماره ی 2.

نوفرستی، محمد. 1377. ریشه‌ی واحد و هم جمعی در اقتصادسنجی. مؤسسه‌ی خدمات فرهنگی رسا.

Dinda, S., Coondoo, D., 2006. Income and Emission: a Panel Data-Based Cointegration Analysis. Ecological Economics 57, 167-181.

Friedl, B., Getzner, M., 2003. Determinants of CO2 Emissions in a Small Open Economy. Ecological Economics 45, 133-148. . MPRA Paper No. 18997.

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

Halicioglu, F (2008). An Econometric Study of CO2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey. MPRA Paper No. 11457.

Iwata, H and at all. 2009. "Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO2 in Farance: The Role of Nuclear Energy.

Kraft, J., Kraft, A., 1978. On the Relationship between Energy and GNP. Journal of Energy Development 3, 401-403.

Managi, S., Jena, P. R., 2008. Environmental Productivity and Kuznets Curve in India. Ecological Economics 65, 432-440.

Masih, A. M. M., Masih, R., 1996. Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality Results from a Multi-Country Study Based on Cointegration and Error Correction Modeling Techniques. Energy Economics 18, 165-183.

Narayan, P. K., Narayan, S., Prasad, A., 2008. A Structural VAR Analysis of Electricity Consumption and Real GDP: Evidence from the G7 Countries. Energy Policy 36, 2765-2769.

Narayan, P. K., Singh, B., 2007. The Electricity Consumption and GDP Nexus for the Fiji Islands. Energy Economics 29, 1141-1150.

Paraskevopoulos, D and at all. (2009).An Empirical Analysis of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis Over Two Centuries: Evidence from the UK and US. Master Thesis. University of Macedonia Thessaloniki.

Pesaran, M.H., Shin, Y.(1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Strøm, S.(Ed.),

Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium.Cambridge University Press, Cambridge.

Roca, J., Alcantara, V., (2001).Energy Intensity, Co2 Emission and the Environmental Kuznets Curve. The Spanish Case. Energy Policy29, 553-556.

Shafik, N. (1994), Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis, Oxford Economic Papers, Vol. 46, 757-773

Shafik, N., Bandyopadhyay, S., (1992). Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. The World Bank, Working Paper Series WP-904.

Wolde-Rufael, Y., 2006. Electricity Consumption and Economic Growth: a Time Series Experience for 17 African Countries. Energy Economics 34, 1106-1114.

Yang, H. Y., 2000. A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics* 22, 309-317.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی