نشریه علمی- پژوهشی جغرافیا و برنامه‌ریزی، سال ۱۷، شماره ۴۵، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۲۶-۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۶/۱۵ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۱/۰۱/۳۰

بررسی و تعیین رابطه علی بین رشد اقتصادی، انتشارات CO_2، مصرف انرژی و نسبت اشتغال در ایران

رویا آل‌عمران[۱]
حسین پناهی[۲]
زهرا کبیری[۳]

چکیده

هدف اصلی این تحقیق بررسی روابط بلند مدت و علّی بین رشد اقتصادی، انتشارات CO_2، مصرف انرژی و نسبت اشتغال در ایران با استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده است. یافته‌های تجربی برای ایران در طول دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۱ نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد در ایران وجود دارد. کشش درآمدی تخمین زده شده از انتشارات CO_2 سرانه ۰،۴۰ و کشش درآمدی از مصرف انرژی سرانه ۰/۷۱ می‌باشد. نتایج علّیت گرنجر هم نشان می‌دهد که هیچ‌یک از انتشارات CO_2 سرانه و مصرف انرژی سرانه باعث تغییر GDP واقعی سرانه نمی‌شود. اما نسبت اشتغال باعث تغییر GDP واقعی سرانه در کوتاه‌مدت می‌شود و همچنین فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در چهارچوب علّیت با استفاده از مدل لگاریتمی در مورد ایران اعتبار ندارد. نتایج نهایی نیز نشان می‌دهد که سیاست‌های حفاظت انرژی مانند جیره‌بندی مصرف انرژی و کنترل انتشارات CO_2 می‌تواند موجب رشد بازده واقعی در یران گردد.

واژگان کلیدی: انتشارات دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی، رشد اقتصادی، علّیت گرنجر.

طبقه‌بندی JEL: Q56, Q53, Q43

۱ـ استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تبریز. Emial:re_aleemran@yahoo.com
۲ـ استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز. Email:panahi@tabrizu.ac.ir
۳ـ دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی تبریز. zkabiri42@yahoo.com

مقدمه

یکی از مهم‌ترین مشکلات زیست محیطی در طی ۲ دهه گذشته گرم شدن جهان و تغییرات آب و هوایی جهان بوده است. در این میان انتشارات CO_2، بیشترین تأثیر را در بروز اثر گلخانه‌ای داشته است (کایقوسوز[1]، ۲۰۰۹: ۲۵۳) همانطور که اشاره شد CO_2 درمیان گازهای گلخانه‌ای بیشتری مقدار را با خود اختصاص داده است چون بیش از ۶۰٪ گازهای گلخانه‌ای مربوط به این گاز است از طرف دیگر اثرات سو تغییرات آب و هوا، روی اقتصاد جهان شدیداً توسط مراکز علمی دنیا تأئید شده است. به‌علاوه سازمان‌های جهانی، تلاش می‌کنند از گرم شدن بیش از حد آب‌و هوای کره زمین و تغییرات آب و هوای آن، از طریق توافق نامه‌هایی که بین کشورهای مختلف اعمال می‌شود، جلوگیری کنند (حالیک اوغلو[2]، ۲۰۰۹: ۱۱۵۶).

پروتکل کیوتو، پروتکلی است که در آن اهداف حفاظت از محیط زیست جهان دنبال می‌شود و در آن کشورها پیمان‌نامه‌هایی را برای مقابله با اثرات سو بر آب و هوای جهان می‌بندند[3]. این پروتکل در سال ۱۹۹۷ مطرح گردید و تا سال ۲۰۰۹ تعداد ۱۸۷ کشور آن را امضا کردند.

به‌نظر می‌رسد اساساً ۳ روند تحقیق در ادبیات مربوط به روابط بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلوده‌کننده‌های مربوط به محیط زیست وجود داشته باشد (زانگ، چنگ[4]: ۲۰۰۹: ۲۷۰۶).

۱) روند اول بیشتر روی پیوند بین رشد اقتصادی و آلوده‌کننده‌های محیط زیست متمرکز می‌کند که این حالت بیشتر با آزمودن اعتبار فرضیه منحنی زیست محیط کوزنتس[5] (EKC) نشان داده می‌شود.

1- Kaygusuz K.
2- Halicioglu F.
3- United nations framework convention on climate change. (UNFCCC)
4- Zhang X-P, Change-M
5- Environmental kuznets curve

این منحنی که به شکل U معکوس می‌باشد روابط بین کاهش سطح کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی را بررسی می‌کند و این طور فرض می‌شود که در مرحله اول رشد اقتصادی، کاهش کیفیت محیط زیست افزایش می‌یابد ولی بعد از رسیدن به یک سطح آستانه، کاهش کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد. فرضیات منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) برای اولین بار توسط گروسمن و گروگر[1] پیشنهاد و آزمون شده است.

۲) روند دوم تحقیقات پیوند بین مصرف انرژی و بازده را بررسی می‌کند. فرضیات این مرحله نیز به این صورت است که، اغلب توسعه‌ی اقتصادی و بازده با هم تعیین می‌شوند زیرا رشد اقتصادی با مصرف انرژی مربوط بوده و توسعه‌ی بالاتر مستلزم مصرف انرژی بیشتر است.

۳) روند سوم روابط پویا بین رشد اقتصادی و آلوده‌کننده‌های محیط زیست و مصرف انرژی را بررسی می‌کنند (آنگ جی[2]، ۲۰۰۷: ۴۷۷۲)

شاخص‌های پایداری[3] در اکثر کشورهای در حال توسعه نگران‌کننده است. مشکلات ناشی از استفاده ناپایدار و سودجویانه از منابع، زمین، آب، هوا و غیره چشم‌انداز بسیار خطرناک و تهدیدکننده‌ای را در این جوامع ترسیم می‌کند. جنگل‌زدایی، بیابان‌زایی، انتشار گازهای گلخانه‌ای و در نتیجه آلودگی شدید هوا، آلودگی دریاها و آب‌های شیرین (رودخانه‌ها، آب‌های زیرزمینی)، کاهش و انقراض گونه‌های گیاهی و جانوری، دفن نامناسب و غیراصولی مواد آلوده و سمی، استفاده بسیار زیاد از موادآلی و سمّی پایدار مانند کودهای شیمیایی یا سموم دفع آفات نباتی، فرسایش خاک و در نتیجه کاهش کیفیت خاک، و غیره برخی از مهم‌ترین معضلات زیست محیطی در کشورهای در حال توسعه به شمار می‌روند.

در آسیا حداقل از هر سه نفر یک نفر به آب آشامیدنی سالم و از هر دو نفر یک نفر به بهداشت دسترسی ندارند. (UNEP(A),۱۹۹۹) گونه‌های جانوری منطقه به‌شدت در حال نابودی می‌باشند. (WCMC/IUCN, 1998) طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۵ حدود ۱۷

1- Grossman G, Krueger A.
2- Ang j
3- Sustainability indexes

میلیـون هکتـار از جنگـل‌هـای منطقـه آسـیا – اقیانوسـیه تخریـب شـد. (UNEP, (B) FAOSTAT, 1997) شهرنشینی و توسعه صنعتی، به تداوم تخریب زمین‌های قابل کشت کمک نمود. به موازات افزایش شهرنشینی، به‌ویژه در کلان شهرها، ترافیک متراکم‌تر، آب و هوا آلوده‌تر، حاشیه‌نشینی شهری گسترده‌تر و آب شیرین در دسترس کم‌تـر مـی‌شـود. فقـر گسترده تخریب و تخلیه منابع را شدت بخشیده است. به همین منوال نادیـده گرفتـه شـدن تبعات زیست محیطی، هزینه‌های گزافـی در برداشـته اسـت. (World Bank, (B),۱۹۹۰) برنامه‌های زیست محیطی مانند وضع مالیات‌های سبز (Green Taxes) به‌دلیل عدم انطباق با ساختارهای مالیاتی و مدیریت زیست محیطی این کـشورها بـا شکـست مواجـه مـی‌شـوند. (World Bank, (B) 1995: 206): قوانین و مقررات به سختی و با مشکل اجرا می‌شوند. تعداد زیادی از معاهدات بین‌المللی در زمینه حفظ محیط زیست امضا یا تصویب شده اما تنها تأثیر قابل ارزیابی آن‌ها رشد نسبی آگاهی تصمیم‌گیران و مردم بوده است.

ایران در سطح گونه‌های جانوری تاکنون گونه‌هایی از نادرترین جانوران خود را به علت عدم کنترل شکار و تخریب زیست‌گاه‌های مربوطه از دست داده است. (Islamic Republic of Iran, 2000: 198) در خصوص حفاظت از تنوع زیستی بسیار ضعیف بوده و سیاست‌های توسعه پایدار اکولوژیک در آن اعمال نشده‌اند. در مقدمه «اولین گزارش ملی تنوع زیستی جمهوری اسلامی ایران در سال ۲۰۰۰» مهم‌ترین مشکلات زیست محیطی ایران عدم وجود آگاهی و اطلاعات، الگوهای تولید و مصرف ناسازگار با محیط زیست، مکانیابی نامناسب برخی از فعالیت‌های اقتصادی، الگوهای تولید و مصرف ناسازگار با محیط زیست، ضعف در اجرای قوانین و مقررات، نبود ملاحظات زیست محیطی در سیاستگذاری‌های کلان، فقدان شفافیت در سیاست‌ها و کمبودهای تخصصی مدیریتی ذکر شده‌اند. تنها حدود ۵ درصد از سرزمین ایران تحت حفاظت قرار گرفته که رقم بسیار ناچیزی می‌باشد. تنوع زیستی در ایران با نرخ نگران‌کننده‌ای در حال نابودی است. خشکسالی، رشد جمعیت، کمبود قوانین و عدم اجرای آن ها، نوع مالکیت و مدیریت از جمله مهم‌ترین علل بحران تنوع زیستی در ایران است (Ibid.,pp.2000: 20).

بنابراین وضعیت محیط زیست در ایران با روند فزاینده تخریب و آلودگی مواجه است. شرایط حاکم بر اقتصاد سیاسی و بحران محیط زیست در کشورمان سبب گردیده است که در رتبه‌بندی زیست محیطی مجمع جهانی اقتصاد (World Economic Forum) در داووس سوئیس که برای اولین بار با مطالعه ۷۲ شاخص از سوی دانشگاه‌های کلمبیا انجام پذیرفته و در سال ۲۰۰۵ منتشر گردید در میان ۱۴۶ کشور مورد مطالعه رتبه ۱۳۲ و از ۱۰۰ امتیاز ۳۹/۵ امتیاز کسب نماید و در کنار کشورهایی چون کره شمالی، عربستان سعودی، ازبکستان در پایین ترین رده بندی قرار گیرد (غلامپور، ۱۳۸۴: ۱۲۵).

امروزه علاوه بر نهاده‌های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصاد کلان مطرح است و تولید تابعی از نهاده‌های کار، زمین، سرمایه، انرژی تلقی می‌شود. همچنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. از سوی دیگر، مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی اثر مهم در مصرف انرژی و در نتیجه، تولید ناخالص ملی دارد (ملکی، ۱۳۷۸) بحران انرژی در غرب (۱۹۷۳– ۱۹۷۴) که نتیجه افزایش قیمت انرژی و انتقال منحنی عرضه‌ی کل اقتصاد به سمت چپ بود، نمونه‌ای کاملاً مشخص از تأثیرگذاری انرژی در اقتصاد است (وافی، ۱۳۸۱: ۲۱).

نهاده‌های کار و سرمایه و انرژی که جزو نهاده‌های مهم تولید محسوب می‌شود (حسینی: ۱۳۷۵: ۶) را در فرم تابع تولید به‌صورت زیر می‌توان نوشت: $Q=f(k,L,E)$

در رابطه فوق Q محصول ناخالص داخلی، k نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده انرژی است. هم چنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد به این معنی که:

$$\frac{\partial Q}{\partial k}>0 \quad ,\frac{\partial Q}{\partial L}>0, \ \frac{\partial Q}{\partial E}>0$$

پیندیک[1] (۱۹۹۰) معتقد است اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد به نظر وی در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید بکار می‌رود، افزایش قیمت انرژی (کاهش مصرف انرژی) بر امکانات و میزان تولید تأثیر می‌گذارد و تولید ملی را کاهش می‌دهد. در این رابطه وی از تابع هزینه کل C استفاده کرده و تحلیل خود را براساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام داده است:

$$C = c(P_K, P_L, P_E, Q)$$

که در آن P_E, P_L, P_K به ترتیب قیمت سرمایه، نیروی کار و انرژی و Q مقدار تولید است. وی از توابع هزینه‌ی ترانسلوگ استفاده کرده و کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی را به‌دست آورده است:

$$\frac{dLnC}{dLnP_E} = \frac{\partial LnC}{\partial LnP_E} + \frac{\partial LnC}{\partial LnP_K} \times \frac{\partial LnP_K}{\partial LnK} \times \frac{\partial LnK}{\partial LnP_E} + \frac{\partial LnC}{\partial LnP_L} \times \frac{\partial LnP_L}{\partial LnL} \times \frac{\partial LnL}{\partial LnP_E}$$

$$\frac{dLnC}{dLnP_E} = S_E + S_K \times \frac{\partial LnP_K}{\partial Lnk} \times \eta_{KE} + S_L \times \frac{\partial LnP_L}{\partial LnL} \times \eta_{LE}$$

که در آن $\frac{dLnc}{dLnpE}$ کشش هزینه کل نسبت به قیمت انرژی، S_K, S_L به ترتیب اثر افزایش قیمت سرمایه و نیروی کار بر هزینه و η_{KL}, η_{KE} کشش متقاطع قیمتی سرمایه و کار نسبت به انرژی می‌باشند.

سه جمله سمت راست معادله آخر چگونگی از یک تکانه از قیمت انرژی را بر اقتصاد نشان می‌دهد. جمله اول اثر مستقیم قیمت انرژی را نشان می‌دهد و مبین این است که با افزایش قیمت انرژی هزینه‌ها افزایش یافته و این خود موجبات تولید را فراهم می‌کند. جملات دوم و سوم به اثرهای غیرمستقیم انرژی اشاره می‌کند. هرگاه روابط جایگزینی بین انرژی با سرمایه و نیروی کار وجود داشته باشد، تغییر قیمت انرژی می‌تواند اثرهای

1- pindyck

غیرمستقیمی از طریق جانشینی سایر نهاده‌ها به جای آن، روی هزینه و در نتیجه محصول داشته باشد.

معمولاً محققان رابطه بین انرژی با کار و سرمایه را در شرایط عادی از نوع جانشینی در نظر می‌گیرند. ولی در کوتاه‌مدت به دلیل اینکه ساختار تولید به شکل است که نمی‌تواند نسبت به افزایش قیمت‌ها، عکس‌العملی از خود نشان دهد، انرژی با سرمایه و کار مکمل خواهد بود (داگلاس[1]، ۱۹۹۱: ۱۴۸).

بنابراین درکوتاه مدت، به علت منفی بودن کشش متقاطع نهاده‌های کار وسرمایه با قیمت انرژی، اثرات غیرمستقیم تغییر قیمت انرژی نیز در جهت اثر مستقیم آن خواهد بود و مقدار این اثر افزایش خواهدیافت چنانچه سرمایه و کار را جانشین انرژی در نظر بگیریم، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از دو عامل سرمایه و کار می‌شود. هم چنین سهم نسبی تولید ناشی شده ازدو عامل مذکور، افزایش خواهد یافت. در این حالت افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر خواهد داد. این امر در بلندمدت منطقی به نظر می‌رسد. زیرا صنایع در بلندمدت با گران شدن انرژی تا حد ممکن ساختار خود را تغییر می‌دهند و سعی می‌کنند از نهاده‌های گران‌تر کمتر استفاده کنند.

منحنی زیست محیطی کوزنتس

تدوین فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)، حاصل کوشش‌های نظری برای برقراری رابطه بین کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی است. این فرضیه به بررسی رابطه میان میزان آلودگی در سطح رشد اقتصادی می‌پردازد. در محور افقی این منحنی، رشد اقتصادی و در محور عمودی آن میزان آلودگی نمایش داده می‌شود. این فرضیه نشان می‌دهد که رابطه‌ی بین دو متغیر آلودگی و رشد اقتصادی کوهانی شکل (شکل U معکوس) است. با این حال، رابطه‌ی بین میزان آلودگی و سطح رشد اقتصادی سوالی است که هنوز پاسخ روشنی نیافته است. در مراحل اولیه رشد، آلودگی با نرخ کاهنده، افزایش می‌یابد. به اوج می‌رسد و سپس با نرخ فزاینده‌ای کاهش می‌یابد. اوج این منحنی را رسیدن به حالت

1- Douglas R-Bohi

«رشد غیرمادی[1]» می‌گویند. بدین معنی که از اوج منحنی به بعد، اقتصاد، در حال کاهش استفاده از مواد و انرژی در فرآیند تولید است (مارتین و همکاران[2]، ۲۰۰۳: ۲۰۶)

در حقیقت پیام این فرضیه روشن است و این است که رشد اقتصادی هم علت آلودگی و هم درمان آن است، بنابراین رسیدن اقتصاد به مرحله رشد غیرمادی، بیانگر تبدیل شدن رشد اقتصادی به درمانی برای مشکلات زیست محیطی خواهد بود.

امکان بهبود در کیفیت محیط زیست از طریق رشد اقتصادی (یا لااقل ثابت نگه داشتن کیفیت موجود آن)، بخشی از مبحث توسعه‌ی پایدار کمیسیون جهانی محیط زیست و توسعه[3] سال ۱۹۸۷ بود. بعد از آن، بانک جهانی، در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ این ایده را شناخته شده‌تر کرد. در گزارش توسعه جهانی آمده است «در حین افزایش درآمد {کشورها} منابع موجود برای سرمایه‌گذاری در بهبود کیفیت محیط زیست و در نتیجه تقاضا برای آن افزایش می‌یابد»[4]

فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس EKC در اوایل دهه ۱۹۹۰ و در پی رویدادهای مذکور در بالا مطرح شد. عبارت «کوزنتس»، به دلیل شباهت شکل فرضیه مورد نظر با منحنی کوزنتس اصلی است. فرضیه اصلی کوزنتس رابطه کوهانی شکلی را بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی مطرح می‌کند و اشاره‌ای به مباحث زیست محیطی ندارد.[5]

براساس نظریه اقتصاد کلان، با افزایش بازدهی عوامل تولید، نرخ سود مورد انتظار افزایش می‌یابد و در نتیجه تقاضا برای عوامل تولید را افزایش خواهد داد. در چنین حالتی، انتظار می‌رود که میزان تولید افزایش یابد و تولید متوسط (بهره‌وری) متحمل کاهش شدید نشود. البته، یک احتمال دیگر برای توجیه کاهش بهره‌وری عامل کار در ایران، می‌تواند بروز تغییر در ساختار تکنولوژی تولید در بخش‌های مختلف اقتصاد باشد لذا، ارزیابی این

1- Dematerialization
2- Martinez- zarzoso and Bengochea- Morancho
3- World commission on Environment and development (WCED), 1987
4- IBRD 1992
۵- رجوع شود به: رائو ۱۳۸۵: ۱۶۲.

مساله، نیازمند بررسی نسبت‌های بخشی عوامل تولید خواهد بود. به هر صورت، کاهش بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران می‌تواند مبین این واقعیت باشد که توانایی تولید نیروی کار در اقتصاد ایران درحال تنزل است (خشادوریان و خیابانی، ۱۳۸۰: ۲۶).

در خصوص نیروی کار نیز این مساله را نباید نادیده گرفت که با دلیل جوان بودن جمعیت کشور، سهم قابل توجهی از نیروی کار در زیر سن سی‌سالگی قرار می‌گیرند که در این محدوده سنی معمولاً سهم مشاغلان رسمی پایین است. از این رو این استنتاج که نرخ اشتغال غیررسمی در ایران بالاست. تقویت می‌شود. به هر حال ذکر این نکته ضروری است که، ارائه‌ی تحلیل در مورد ترکیب بخشی اشتغال در ایران به دلیل قابل اعتماد نبودن ارقام اشتغال، می‌تواند گمراه‌کننده باشد (مرکز آمار ایران، ۱۳۷۵: ۲۵).

با توجه به نتایج سرشماری‌های به عمل آمده، جمعیت کشور در سال ۱۳۵۵ از ۳۳/۷ میلیون نفر با نرخ رشد متوسط ۳/۱۲ درصد به ۵۵/۸ میلیون نفر در سال ۱۳۷۵ رسیده و در سال ۱۳۸۵ به ۷۰/۴ میلیون نفر رسیده است. طی همین مدت نرخ واقعی مشارکت نیروی کار از سال ۱۳۶۵ تا سال ۱۳۷۵ با منفی یک درصد رشد سالیانه به ۳۵/۳ میلیون نفر در سال ۱۳۷۵ رسیده است و با ۱/۱ درصد متوسط نرخ رشد سالانه از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۸۵ از ۳۵/۳ میلیون نفر در سال ۱۳۷۵ به ۳۹/۴ میلیون نفر در سال ۱۳۸۵ رسیده است. مشکلی که بر نگرانی‌های سیاستگذاران می‌افزاید، کاهش میانگین بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران است. براساس اطلاعات موجود، بهره‌وری نیروی کار در کشور به قیمت‌های ثابت سال ۷۶، از ۱۴۹۲۷۳ ریال در سال ۱۳۵۵، به سطح ۹۷۱۸۷ ریال در سال ۱۳۷۰ تقلیل یافته است. سپس، با اندکی افزایش به ۱۰۱۲۷۵ ریال در سال ۱۳۷۵ بالغ گردیده است (مرکز آمار ایران: ۱۳۷۵: ۲۵).

پیشینه تحقیق

اوزتارک و آکاراوسی[1] (۲۰۱۰) به بررسی رابطه بین انتشار CO_2 و مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ترکیه با استفاده از علّیت گرنجری و الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده

1- Ilhan ozturk, Ali Acaravci

برای سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۶۸ پرداختند نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که روابط بلندمدت بین متغیر در سطح معنی‌داری ۵ درصد وجود دارد. در حالی که هیچگونه رابطه علّیت بین انتشار CO_2 و GDP وجود ندارد، و هم چنین بین مصرف انرژی و GDP نیز رابطه علّیتی برقرار نیست ولی رابطه‌ی علّیت بین اشتغال و GDP در کوتاه‌مدت وجود دارد. سویتاش[1] و همکاران (۲۰۰۱) برای سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۶۰ به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و GDP برای ترکیه پرداختند با استفاده از ۱) آزمون علّیت بین متغیرها ۲) مدل VEC[2] (مدل همبستگی بردار خطا) آنها رابطه علّیت یک‌طرفه‌ای بین مصرف انرژی و GDP پیدا کردند. لیز[3](۲۰۰۶) برای سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۸۰ به بررسی بین GDP و انتشارات CO_2 با استفاده از روش OLS[4] برای ترکیه پرداخت، و نتایج وی نشان می‌دهد که انتشارات CO_2 اثر مثبتی روی GDP دارد. لیزومانفورت [5] (۲۰۰۷) برای سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۷۰ به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و GDP با استفاده از علّیت گرنجر و VEC برای ترکیه پرداختند و بین GDP و مصرف انرژی رابطه علّیت یک‌طرفه‌ای را پیدا کردند. لطفعلی‌پور، فلاحی و آشنا (۲۰۱۰) به بررسی رشد اقتصادی، انتشارات CO_2 و مصرف سوخت‌های فسیلی در ایران برای دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۷ پرداخته‌اند با استفاده از الگوی تودا یاماموتو[6]، نتایج تحقیق نشان داد که علّیت گرنجری یک‌طرفه‌ای بین GDP و دو تقریب از مصارف انرژی (فرآیندهای نفتی و مصرف گاز طبیعی) با انتشارات CO_2 وجود دارد، و علّیت گرنجری از مصرف کل سوخت‌های فسیلی با انتشارات CO_2 وجود دارد و هیچ علّیت گرنجری از مصرف کل سوخت‌های فسیلی به انتشارت CO_2 در بلندمدت وجود ندارد. حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶) به بررسی رابطه علّی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ پرداختند آنها در تحقیق خود از تجزیه و تحلیل همگرایی و آزمون علّیت هیسائو استفاده کرده‌اند، نتیجه آزمون همگرایی جوهانسون نشان می‌دهد ۳ بردار همگرایی

1- Soytas et al
2- Vector error correction model
3- Lise
4- Ordinary Least squares
5- Lise w, Monfort KV
6- Todo- yamamoto method

برای متغیر مورد نظر وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون علّیت، بیان‌کننده علّیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی است. هم‌چنین برای بررسی رفتار پویایی مدل، واکنش تکانه‌ای و تجزیه واریانس نیز وارد تحلیل شده که نتایج حاصل از این دو نیز تأئیدکننده نتایج آزمون علّیت است. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته برای سال ۲۰۰۴-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج حاصل نشان می‌دهد که رابطه هم انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت در بین کشورهای منتخب درحال توسعه و توسعه‌یافته وجود دارد هر چند که این دو بردار با هم متفاوتند هم‌چنین طی دوره مورد بررسی، کشورهای توسعه‌یافته از نظر مصرف انرژی در سطح بالاتری نسبت به کشورهای درحال توسعه قرار دارند و میزان اثرگذاری بلندمدت مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی این کشورها کمتر از کشورهای در حال توسعه است. آرمن و زارع (۱۳۸۴) به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از الگوی تودا و یاماموتو، یک رابطه علّیت گرنجری یک‌طرفه از کل مصرف نهایی انرژی، مصرف فرآورده‌های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی و یک رابطه علّیت گرنجری یک‌طرفه از رشد اقتصادی با مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد پیدا کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصییح خطا نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و در بلندمدت یک رابطه علّیت گرنجری دوطرفه‌ای بین مصرف برق و رشد اقتصادی و یک رابطه علّیت گرنجر یک‌طرفه از رشد اقتصادی با مصرف گاز طبیعی فقط در بلندمدت وجود دارد. فطرس و همکاران (۱۳۸۹) به مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۰ پرداختند نتیجه تحقیق نشان داد که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، آلودگی هوا در این کشورها افزایش یافته است. افزایش درآمدهای کشورهای عضو اوپک عمدتاً ناشی از صادرات نفت و گاز بوده و بنابراین، در بدو امر، افزایش درآمد با تخریب زیست محیطی همراه بوده اما، با تداوم رشد و واردات تکنولوژی‌های کمتر آلاینده کیفیت زیست محیطی این کشورها بهبود یافته است. بنابراین فرضیه زیست محیطی کوزنتس در این کشورها صادق می‌باشد.

مواد و روش‌ها

اکثر مطالعات علّیت انجام شده روی انرژی و آلوده‌کننده‌های محیط زیست و رشد اقتصادی تنها از دو متغیر استفاده کرده‌اند. به عبارت دیگر، آنها از مدل‌های جدا از هم استفاده می‌کنند که این باعث ایجاد مشکل متغیر حذف شده می‌گردد. بنابراین، برای جلوگیری از این مشکل، در این مطالعه مدل چندمتغیره بکار گرفته می‌شود. برای بررسی روابط بلندمدت بین انتشارات CO_2 سرانه، مصرف انرژی سرانه و نسبت اشتغال (به درصد) و GDP واقعی سرانه از معادله زیر استفاده می‌شود.

مدل تحقیق به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$LGDP_t = Ln(\frac{GDP_t}{Nt})$$

$$LCO_t = Ln(\frac{CO_{2t}}{N_t})$$

$$LEC_t = Ln(\frac{EC_t}{N_t})$$

$$LEM_t = Ln(\frac{EM_t}{N_t} \times 100)$$

که در معادله بالا:

$LGDP_t$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه

LCO_t: لگاریتم انتشارات دی‌اکسید کربن سرانه

LEC_t: لگاریتم مصرف انرژی سرانه

LEM_t: لگاریتم جمعیت فعال سرانه

N_t: کل جمعیت

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ε_t: جزء خطا

و جامعه آماری تحقیق، کشور ایران و دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۸۷-۱۳۵۱می‌باشد.

داده‌های تحقیق از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) به‌دست آمده است. همچنین همه متغیرها به شکل لگاریتمی یا لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

روابط بلندمدت و علّی بین رشد اقتصادی، انتشارات CO2 و مصرف انرژی و نسبت اشتغال در ایران در دو مرحله عمل خواهد کرد. در مرحله اول روابط بلندمدت بین متغیرها با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده ۲ (ARDL) بررسی می‌شود، و در مرحله دوم روابط علّی بین متغیرها را با استفاده از تصحیح خطا ۳ مبتنی بر مدل‌های علّیت مورد بررسی قرار می‌دهیم.

تحلیل الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL):

آزمون ARDL توسط پسران و شین و پسران و دیگران[4] (۱۹۹۶) توسعه‌یافته است. این روش آزمون مزیت‌های نسبت به روش هم انباشتگی انگل- گرنجر دارد از جمله آن که در حجم نمونه‌های کوچک برآوردهای حاصل از این روش تورش‌دار است. از سویی توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات غیرنرمال است بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی‌اعتبار است. هم چنین روش انگل - گرنجر بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم انباشتگی وجود داشته باشد. استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد. با وجود این محدودیت‌ها در استفاده از روش انگل- گرنجر، می‌توان روش‌های دیگری مانند روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده را مورد استفاده قرار داد که این محدودیت‌ها را برطرف می‌کند.

1- World development Indicatores (WDI)
2- Auto regressive distributed lag (ARDL)
3- Error-correction
4- Pesaran and shin- pesaran et al

به‌طور کلی روش‌هایی مثل انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سرو کار دارند به دلیل در نظر گرفتن واکنش‌های پویایی کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از آن‌ها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند.

اساسا دو مرحله را برای تخمین روابط بلندمدت بین متغیرها در نظر می‌گیریم. در مرحله اول روابط بلندمدت بین همه متغیرها را در معادله بررسی می‌کنیم. مدل ARDL برای تصریح تابع لگاریتمی بین متغیرهایی مثل GDP واقعی سرانه، نسبت اشتغال سرانه، مصرف انرژی سرانه، انتشارات CO_2 سرانه به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\Delta LGDP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{a_1} \phi_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{b_1} \beta_{1j} \Delta LCO_{t-j} + \sum_{p=0}^{c_1} \theta_{1p} \Delta LEC_{t-p}$$
$$+ \sum_{q=0}^{d_1} \varphi_{1q} \Delta LEM_{t-q} + \delta_1 LGDP_{t-1} + \delta_2 LCO_{t-1} + \delta_3 LEC_{t-1} + \delta_4 LEM_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

در معادله بالا ε_{1t}: جزء اخلال و Δ عملکرد دیفرانسیل می‌باشد. برای تصریح مدل ARDL وقفه مناسب را براساس معیار شوارز-بیزین انتخاب می‌کنیم. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده مـی‌کنند تا درجه‌ی آزادی زیاد از دست نـرود در مرحله دوم مدل‌های کوتاه مدت و بلندمدت را به‌طور جداگانه درمعادله‌های زیر آورده می‌شود.

مرحله بلندمدت:

$$LGDP_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{a_1} \phi_{2i} LGDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{b_1} \beta_{2j} LCO_{t-j} + \sum_{p=0}^{c_1} \theta_{2p} LEC_{t-p}$$
$$+ \sum_{q=0}^{d_1} \varphi_{2q} LEM_{t-q} \varepsilon_{2t}$$

مرحله کوتاه‌مدت:

$$\Delta LGDP_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{a_1} \phi_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{j=0}^{b_1} \beta_{3j} \Delta LCO_{t-j} + \sum_{p=0}^{c_1} \theta_{3p} \Delta LEC_{t-p}$$
$$+ \sum_{q=0}^{d_1} \varphi_{3q} \Delta LEM_{t-q} + \psi ECM_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

در معادله ۴ ضریب ψ ضریب دوره‌ی تصحیح- خطا [1] می‌باشد.

حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد یا نه مدل بلندمدت را در نظر می‌گیریم و در آن داریم:

$$H_0 : [\sum_{i=1}^{a_1} \phi_{2i} + \sum_{j=0}^{b_1} \beta_{2j} + \sum_{p=0}^{c_1} \theta_{2p} + \sum_{q=0}^{d_1} \varphi_{2q}] - 1 \geq 0$$
$$H_1 : [\sum_{i=1}^{a_1} \phi_{2i} + \sum_{j=0}^{b_1} \beta_{2j} + \sum_{p=0}^{c_1} \theta_{2p} + \sum_{q=0}^{d_1} \varphi_{2q}] - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویایی کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم گردد:

$$\frac{\sum_{i=1}^{a_1} \hat{\phi}_{2i} - 1}{\sum_{i=1}^{a_1} S\hat{\phi}_{2i}}$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی [2]، دولادو [3]، مستمر [4] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

1- Error correction Model
2- Banerjee
3- Dolado
4- Mester

الگوی تصحیح- خطا (ECM)

وجود هم انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایه از یک رابطه بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند.

برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

مرحله اول: این مرحله شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

مرحله دوم: در این مرحله وقفه پسماند رابطه بلندمدت را به عنوان ضریب تصحیح خطا استفاده کرده و به معادله ۴ که در بالا ارائه کردیم می‌رسیم.

$$ECM_t = LGDP_t - \alpha_2 - \sum_{i=1}^{a_1} \phi_{2i} LGDP_{t-i} - \sum_{j=0}^{b_1} \beta_{2j} LCO_{t-j}$$
$$- \sum_{p=0}^{c_1} \theta_{2p} LEC_{t-p} - \sum_{q=0}^{d_1} \varphi_{2q} LEM_{t-q}$$

معادله ۵ سرعت همگرایی تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد و به این‌صورت می‌توان توضیح داد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود و اصولاً با علامت منفی نشان داده می‌شود.

تصریح مدل کوتاه‌مدت:

LGDP=-1.79+0.28LEC+0.29LCO+1.05LEM
(4.77) (4.63) (2.26) (-6.04) t

تصریح مدل بلند مدت:

LGDP = -2.45 + 0.71LEC + 0.40LCO + 1.44LEM

(-2.64) (4.98) (4.83) (6.48) t

تصریح مدل ECM:

ECM(-1) = -1.79 + 0.28DLEC + 0.29DLCO + 1.05DLEM

(4.77) (4.63) (2.26) (-2.53) t

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها همانطور که قبلا اشاره شد مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته منهای یک تقسیم بر مجموع انحراف معیار متغیر وابسته به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^{a_1}\hat{\phi}_{2i}-1}{\sum_{i=1}^{a_1}S\hat{\phi}_{2i}}=\frac{-0.73}{0.21}=-3.47$$

عدد حاصل از نظر قدرمطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستمر (3.30-) بزرگتر است بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

در این تحقیق ضریب (۱-) ECM برابر با 0.73- به‌دست آمده است که نشان می‌دهد تقریبا 1.36 سال طول می‌کشد تا عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت تعدیل شود. ($\frac{1}{0.73}=1.36$)

آزمون استاندارد علّیت گرنجر

گرنجر (۱۹۶۹) با استفاده از این واقعیت که آینده نمی‌تواند علّیت حال یا گذشته باشد بیان می‌کند که چنانچه مقادیر جاری (y_t) با استفاده از مقادیر گذشته (x_t) با دقت بیشتری نسبت به حالتی که از آن مقادیر استفاده نمی‌شود، پیش بینی شود، در این صورت (x_t) را علت گرنجری (y_t) می‌گویند در آزمون علّیت گرنجری برای اینکه فرضیه «(x_t) علت گرنجری

(y_t) نیست» آزموده شود، یک مدل خود توضیح برداری (VAR)[1] با شکل زیر تشکیل داده می‌شود:

$$y_t = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \beta_i x_{t-i} + Ut$$

اگر $\beta_i = 0$ (i=1,2,…,k) در آن صورت x_t علت گرنجری y_t نیست. البته در این آزمون طول وقفه K تا حدودی انتخابی است. جیوئیک[2] (۱۹۸۴) بیان می‌کند که اعتبار این آزمون به رتبه مدل خود توضیح برداری و پایایی و ناپایی متغیرها بستگی دارد. اگر متغیرها ناپایا باشند، اعتبار این آزمون کاهش می‌یابد. گرنجر (۱۹۸۶) بیان می‌کند که این آزمون زمانی معتبر است که متغیرها همجمع نباشند. پس در ابتدا باید پایایی و ناپایی متغیرها و سپس، رابطه همجمعی بین آنها را بررسی کنیم. اگر متغیرها پایا از درجه یک بوده، ولی همجمع نباشند، می‌توان یک مدل خود توضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها تشکیل داد و سپس آزمون را انجام داد.

از طرف دیگر، نتایج آزمون علّیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی، کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه‌های مناسب ایجاد اریب[3] خواهد کرد. و اگر طول وقفه‌ی انتخابی بیشتر از طول وقفه‌ی واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل خود توضیح برداری باعث می‌شوند که تخمین‌ها ناکارا باشند (چنگ و لای، ۱۹۹۷).

نتایج علّیت در دو مرحله مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱- نتایج علّیت در کوتاه‌مدت[4] (علّیت گرنجر ضعیف)

۲- نتایج علّیت در بلندمدت (علّیت گرنجر قوی)

1- Vector Autoregressio
2- Geweke
3- bias

۴ـ در کوتاه مدت متغیرها به صورت تفاضل نشان داده می‌شوند.

بررسی روابط علّی بین رشد اقتصادی و نسبت اشتغال (GDP و EM)

حالت اول:

متغیر وابسته DLGDP و متغیر تاثیر گذار DLEM

$DLEM \longrightarrow DLGDP$

متغیر وابسته DLEM و متغیر تاثیر گذار DLGDP

$DLGDP \longmapsto DLEM$

متغیر وابسته LGDP و متغیر تاثیر گذار LEM

$LEM \longrightarrow LGDP$

متغیر وابسته LEM و متغیر تأثیرگذار LGDP

$LGDP \longrightarrow LEM$

نتایج علّیت کوتاه مدت (ضعیف) و بلندمدت بین LGDP و LEM نشان می‌دهد که در کوتاه مدت علّیت ضعیف یک‌طرفه‌ای بین DLGDP و DLEM وجود دارد در حالی که در بلندمدت علّیت دو طرفه ای بین LEM و LGDP وجود دارد.

منبع: نتایج تحقیق

بررسی روابط علّی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی (GDP و EC)

حالت دوم:

متغیر وابسته DLGDP و متغیر تاثیر گذار DLEC

$DLEC \longmapsto DLGDP$

متغیر وابسته DLEC و متغیر تاثیر گذار DLGDP

$DLGDP \longmapsto DLEC$

متغیر وابسته LGDP و متغیر تاثیر گذار LEC

LEC ⟶ LGDP

متغیر وابسته DLEC و متغیر تاثیر گذار DLGDP

LGDP ⟼ LEC

منبع: نتایج تحقیق

نتایج علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین دو متغیر LGDP و LEC نشان می‌دهد که در کوتاه مدت هیچ‌گونه علّیتی بین DLGDP و DLEC وجود ندارد ولی در بلندمدت علّیت یک طرفه‌ای بین LGDP و LEC وجود دارد.

بررسی روابط علّی بین رشد اقتصادی و انتشارات CO_2 (GDP و CO)

حالت سوم

متغیر وابسته DLGDP و متغیر تاثیر گذار DLCO

DLCO ⟼ DLGDP

متغیر وابسته DLCO و متغیر تاثیر گذار DLGDP

DLGDP ⟼ DLCO

متغیر وابسته LGDP و متغیر تاثیر گذار LCO

LCO ⟼ LGDP

متغیر وابسته LCO و متغیر تاثیر گذار LGDP

LGDP ⟼ LCO

منبع: نتایج تحقیق

نتایج علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین LGDP و LCO نشان می‌دهد که هیچگونه علّیت بین متغیرها در کوتاه مدت و بلندمدت برقرار نیست همانطور که قبلاً هم اشاره شد ما از روابط بین GDP (رشد اقتصادی) و CO (انتشارات دی‌اکسید کربن) فرضیات منحنی زیست محیطی کوزنتس را در نظر می‌گرفته می‌شد همانطور که مشاهده می‌شود هیچگونه

علّیت بین این دو متغیر وجود ندارد بنابراین فرضیات این منحنی در مورد ایران اعتبار لازم را ندارد.

یافته‌ها و نتایج

همانطور که ارائه شد تحقیق شامل دو مرحله بود در مرحله اول روابط بلندمدت بین متغیرها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد با استفاده از مدل ARDL مورد بحث قرار دادیم. نتایج نشان داد که با انتخاب وقفه مناسب براساس معیار شوارتز- بیزین مدل ARDL (۲،۱،۰،۰) به صورت زیر ارائه گردید. رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی سرانه، مصرف انرژی سرانه، انتشارات CO_2 سرانه و نسبت اشتغال در ایران وجود دارد. در حالی که ضرایب بلندمدت تخمین زده شده لگاریتمی برای انتشارات CO_2 سرانه ۰،۴۰ و ضرایب بلندمدت تخمین زده شده لگاریتمی برای مصرف انرژی سرانه ۰،۷۱ است. اولین ضریب به کشش درآمدی انتشارات CO_2 سرانه اشاره می‌کند و با این صورت تفسیر می‌شود که افزایش در انتشارات CO_2 سرانه در حدود ۴۰ درصد GDP واقعی سرانه را افزایش می‌دهد و دومین ضریب به کشش درآمدی مصرف انرژی سرانه اشاره می‌کند و به این صورت تفسیر می‌شود که افزایش در مصرف انرژی سرانه، GDP واقعی سرانه را در حدود۷۱ درصد افزایش خواهد داد (طبق تصریح مدل بلند مدت)

ECM تخمین زده شده 0.73- می باشد که اولا منفی بوده و ثانیاً نشان می‌دهد تقریباً 1.36 سال طول می‌کشد تا عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت تعدیل شود. (طبق مدل تصریح خطا)

در مرحله دوم روابط علّی بین متغیرها را مورد بررسی قرار دادیم این مرحله هم با استفاده از تصحیح خطا مبنی بر علّیت گرنجر مورد بررسی قرار گرفت. علّیت در دو مرحله ارائه گردید. علّیت گرنجر ضعیف یا کوتاه‌مدت و علّیت گرنجر بلندمدت که نتایج آن در حالت های اول تا سوم ارائه شده است.

۱ـ در کوتاه‌مدت علّیت گرنجری یک‌طرفه‌ای از نسبت اشتغال سرانه DLEM با DLGDP رشد اقتصادی واقعی سرانه وجود دارد ولی این علّیت از رشد اقتصادی واقعی سرانه (DLGDP) به نسبت اشتغال سرانه (DLEM) وجود ندارد.

۲ـ در بلندمدت علّیت گرنجری دو طرفه‌ای بین رشد اقتصادی واقعی سرانه (LGDP) و نسبت اشتغال سرانه (LEM) وجود دارد.

۳ـ هیچ‌گونه علّیتی بین رشد اقتصادی واقعی سرانه (DLGDP) و مصرف انرژی سرانه (DLEM) در کوتاه‌مدت وجود ندارد.

۴ـ علّیت یک طرفه‌ای بین مصرف انرژی سرانه (LEC) و رشد اقتصادی واقعی سرانه (LGDP) وجود دارد ولی هیچگونه علّیتی بین رشد اقتصادی واقعی سرانه (LGDP) و مصرف انرژی سرانه (LEC) وجود ندارد.

۵ـ هیچگونه علّیتی بین رشد اقتصادی واقعی سرانه (DLGDP) و انتشارات CO_2 سرانه (DLCO) در کوتاه مدت وجود ندارد.

۶ـ هیچگونه علّیتی بین رشد اقتصادی واقعی سرانه (LGDP) و انتشارات CO_2 سرانه (LCO) در بلندمدت در ایران وجود ندارد بنابراین منحنی زیست محیطی کورنتس در چارچوب علّیت گرنجر، در مورد ایران اعتبار ندارد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱ـ آرمن، سیدعزیز؛ زارع، روح‌الله (۱۳۸۴)، «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۱۳۴۶-۱۳۸۱» ***فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران***، شماره ۲۴ صص ۱۴۲-۱۱۵.

۲ـ آماده، حمید؛ قاضی، مرتضی؛ عباسی‌فر، زهره (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد»، ***مجله تحقیقات اقتصادی***، شماره ۸۶ بهار صفحات ۱-۳۸.

۳ـ بهبودی داود؛ محمدزاده، پرویز؛ جبرائیلی، سودا (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته»، ***فصلنامه‌های مطالعات اقتصاد انرژی***، سال ششم، شماره ۲۳، زمستان، صفحات ۱-۲۱.

۴ـ تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، «اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit»، انتشارات موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول، (۱۳۸۴)

۵ـ حسنی صدرآبادی، محمدحسین؛ عمادالاسلام، هدیه؛ کاشمری، علی (۱۳۸۶)، «بررسی رابطه علّی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۰»، ***پژوهشنامه‌های علوم انسانی و اجتماعی، علوم اقتصادی***، سال هفتم، شماره ۲۴.

۶ـ خشادوریان، ادموند و خیابانی، ناصر (۱۳۸۰)، «طرح یک الگوی کلان‌سنجی پویا برای سیاستگذاری در اقتصاد ایران»، تهران، معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۷ـ رائو، کریشنا؛ یاوری، احمدرضا (۱۳۸۵)، «***توسعه پایدار: اقتصاد و سازکارها***»، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۸ـ غلامپور، علی (۱۳۸۴)، «تأثیرات جهنی شدن اقتصاد بر نقش دولت در اقتصاد سیاسی محیط زیست در کشورهای در حال توسعه: مورد ایران»، ***فصلنامه سیاست***، مجله دانشکده حقوق و علوم سیاسی، دوره ۳۷، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۶، صفحات ۱۲۵-۱۵۲.

۹ـ فطرس، محمدحسن؛ دوست‌میثم، نسرین (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۱۳۸۳-۱۳۵۹»، ***فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی***، سال

ششم، شماره ۲۱، تابستان ۱۳۸۸،صفحات ۱۳۵-۱۱۳.

۱۰ـ ملکی، رضا (۱۳۷۸)، «بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران: دانشگاه شهید بهشتی.

۱۱ـ مرکز آمار ایران (۱۳۸۵)، «سالنامه‌ی آماری کشور».

۱۲ـ وافی، داریوش (۱۳۸۱)،« تحلیل روند بهره‌برداری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی طی ۳ دهه گذشته و محاسبه کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت»، موسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.

13- Acaravci Ali, Ozturk Ilhan, (2010), "CO2 Emission, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey", ***Renewable and Sustainable Energy Reviews***, No. 14, pp. 3220-3225

14- Ang J.CO_2 Emission, Energy Consumption, and Output in France", ***Energy Policy***, 2007, No. 35, pp. 4772-8.

15- Berndt, E.R. and wood, D.O. (1975), "Technology, prices and the derived demand for energy, ***Review of Economics and Statistics***, No. 57, pp. 259- 268

16- Douglas, R.B. (1991), "On the Macroeconomic Effects of Energy", ***Resource and Energy***, Vol. 13, No. 2, pp. 148-160.

17- Engle RF, Granger C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, ***Econometrica***, No. 55 pp. 251- 276

18- Geweke, J. (1984), "Inference and Causality in Economic Time Series Models", ***Handbook of Econometrics***, Vol.2, Amsterdam: North Holland.

19- Gholampour, Ali, (1999), "Caspian sea Environment Program", in UNEP, Fourth Global Training Program in Environmental Law.

20- Granger, C.W.J. (1986), "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics***, No.48, pp. 213-228.

21- Grossman G., Krueger A. Environmental Impacts of a North

American Free Trade Agreement. **National Bureau of Economics Research Working Paper**, No. 3194, NBER, Cambridge, 1991.

22- Halicioglu F. (2009), An Econometric Study of CO_2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey, ***Energy Policy***, No. 37 pp. 1156- 1164.

23- "IPCC Second Assessment on Climate Change, International Panel on Climate Vhange" (1996), Cambridge, UK: Cambridge University Press.

24- IRBD. (1992), "World Development Report 1992: Development and the Environment", New York: Oxford University Press.

25- Islamic Republic of Iran (2000), "The First National Report for the Convention on biological Diversity", Prepared by National Biodiversity Strategy and Action Plan Secretariate, December.

26- Jobert T, Karanfil F. (2007), Sectoral Energy Consumption by Source and Economic Growth in Turkey, Energy Policy, No. 35 pp. 5447- 56

27- Kaygusuz K. (2009), Energy and Environmental Issues Relating to Greenhouse Gas for Sustainable Development in Turkey, ***Renewable and Sustainable Energy Reviews***, No.13 pp. 253-270.

28- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality," The American Economic Review**,** No. 45 pp. 1-28.

29- Lise W. (2006), "Decomposition of CO_2 Emissions over 1980-2003 in Turkey", ***Energy Policy***, No. 34 pp. 1841-1852.

30- Lise W, Montfort KV. (2007), "Energy Consumption and GDP in Turkey: is There a Cointegration Relationship?" ***Energy Economics***, No. 29 pp. 1166- 1178.

31- Lotfalipour Mohammad Reza, Falahi Mohammad Ali, Ashena Malihe Economic Growth, (2010), "CO_2 Emissions and Fossil Fuels Consumption in Iran", ***Energy***, No. 35 pp. 5115- 5120.

32- Martinez- Zarzoso I, Bengochea- Morancho, A. (2003), "Testing for an Environmental Kuznets Curve in Latin- American Countries", ***Revista de Analisis Economico***, No. 1 pp.3-26.

33- Pesaran, M.H. et al. (1996). "Testing for the Existence of a Long Run Relationship, DAE Working Paper, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

34- Pindyck, R.S. (1979), "*The Structure of World Energy Demand*", MIT Press,

35- Sims, C. (1972), "Money, Income and Causality", ***American Economic Review***, No. 62, pp. 540-552.

36- Soytas U, Sari R. (2003), "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G7 Countries and Emerging Markets", ***Energy Economics***, No.25, pp. 33-37.

37- UNEP (B), Grid, United Nations Population Division FASTAT, (1997), "UNEP, Global Environment Outlook 2002", Earthscan Publications LTD, London, 1999.

38- WCED (1987), "***Our Common Future***", Oxford: Oxford University Press.

39- World Bank, (B) (1995), "Towards Environmentally Sustainable Development in Africa".

40- World Bank, (A), (1990), Towards the Development of an Environmental Action Plan for Nigeria, Report No. 9002-UIN.

41- World Development Indicators (2008), "CD- Rom, World Bank".

42- Zhang X-P, Cheng X-M. (2009), "Energy Consumption, Carbon Emissions and Economic Growth in China", ***Ecological Economics***, No. 68 pp. 2706-2712.

پرتال جامع علوم انسانی