جدول ۳. اثرات افزایش قیمت سوخت نیرگاهها بر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در سال ۱۳۹۸

	واحد	رشد اقتصادی ۵٪ با متوسط راندمان ۳۸٪	رشد اقتصادی ۵٪ با متوسط راندمان ۴۵٪	رشد اقتصادی ۸٪ با متوسط راندمان ۳۸٪	رشد اقتصادی ۸٪ با متوسط راندمان ۴۵٪
میزان انتشار بدون تعدیل قیمت	میلیون تن در سال	۲۷۷/۸	۲۷۹/۸	۳۵۹/۸	۳۵۴/۳
میزان انتشار پس از تعدیل قیمت	میلیون تن در سال	۲۶۱/۴	۲۶۱/۷	۳۲۲/۱	۳۲۳/۵
کاهش انتشار در اثر افزایش قیمت سوخت نیروگاهی	میلیون تن در سال	۱۶/۴	۱۸/۱	۳۷/۷	۳۰/۸

منبع: نتایج حاصل از اجرای مدل

جدول ٤. اثرات افزایش قیمت سوخت نیرگاهها بر کاهش انتشار گازهای آلاینده در سال ۱۳۹۸

در سال ۹۸	واحد	رشد اقتصادی ۵٪ با متوسط راندمان ۳۸٪	رشد اقتصادی ۵٪ با متوسط راندمان ۴۵٪	رشد اقتصادی ۸٪ با متوسط راندمان ۳۸٪	رشد اقتصادی ۸٪ با متوسط راندمان ۴۵٪
میزان انتشار بدون تعدیل قیمت	هزار تن در سال	۱۷۵/۲	۱۷۶/۴	۲۲۶/۸	۲۲۳/۴
میزان انتشار پس از تعدیل قیمت	هزار تن در سال	۱۶۴/۸	۱۶۵	۲۰۳	۲۰۴
کاهش انتشار در اثر افزایش قیمت سوخت نیروگاهی	هزار تن در سال	۱۰/۳	۱۱/۴	۲۳/۸	۱۹/۴

منبع: نتایج حاصل از اجرای مدل

۵. جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی اثرات اصلاح قیمت سوخت مصرفی نیروگاه‌ها بر میزان انتشار گازهای گلخانه ای و گازهای آلاینده با رویکرد پویایی سیستمی در یک بازه زمانی ۱۰ ساله (۱۳۹۸-۱۳۸۹) می‌پردازیم. ابتدا به پیش بینی روند تولید نیروگاهی در صورت عدم اجرای طرح تحول

اقتصادی با قیمت دستوری و در چارچوب مدل می‌پردازیم. با توجه به نتایج مدل، پیش‌بینی می شود تولید کل شبکه از ۲۳۳ تراوات ساعت در ابتدای دوره با ۴ درصد رشد سالیانه به ۳۲۷ تراوات ساعت خواهد رسید. در این‌صورت میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده از ۱۵۶ میلیون تن در ابتدای دوره با حدود ۵ درصد رشد سالیانه به ۲۷۷/۸ میلیون تن برای گازهای گلخانه ای و ۱۷۵ هزار تن برای گازهای آلاینده در پایان دوره شبیه سازی خواهد رسید. با فرض افزایش نرخ رشد اقتصادی به ۸درصد، میزان انتشار آلاینده ها با ۱۱ درصد رشد سالیانه به ۳۶۰ میلیون تن در پایان دوره شبیه سازی خواهد رسید که از این مقدار ۳۵۹/۸ میلیون تن سهم گازهای گلخانه ای و ۲۲۷ هزار تن سهم گازهای آلاینده خواهد بود.

سپس میزان انتشار گازهای گلخانه ای و آلاینده حاصل از فعالیت نیروگاه ها را در دوره مورد نظر با فرض اصلاح قیمت سوخت نیروگاه‌ها بر اساس قانون هدفمندی یارانه‌ها و افزایش راندمان نیروگاه هابررسی می‌کنیم. در مرحله اول اجرای این قانون قیمت گاز تحویلی به نیروگاه‌ها از ۴۹/۴ در هر متر مکعب به ۷۰۰ ریال در هر متر مکعب افزایش یافته است. قیمت گازوئیل و نفت کوره نیز به ترتیب از ۵۹/۱۸ و ۳۰/۶ ریال بر هر لیتر به ۲۵۰۰ و ۸۰۰ ریال برای هر لیتر افزایش یافته است.

در تحلیل سیاستی اول با حفظ رشد اقتصادی ۵/۴ درصدی در یک بازه زمانی ده ساله، میزان تولید آلاینده های زیست محیطی از ۱۵۶ میلیون تن در ابتدای دوره شبیه سازی به ۲۶۱ میلیون تن افزایش خواهد یافت که نسبت به دوره مشابه در صورت عدم اجرای طرح تحول اقتصادی، با کاهش نرخ رشد سالیانه همراه خواهد بود از این میزان کاهش، سهم گازهای گلخانه‌ای ۱۶/۴ میلیون تن و گازهای آلاینده ۱۰/۳ هزار تن در سال پایانی دوره شبیه‌سازی خواهد بود. با افزایش نرخ رشد اقتصادی به ۸درصد، نرخ رشد هدفگذاری شده در قانون برنامه پنجم توسعه (۱۳۹۴-۱۳۹۰)، متوسط نرخ رشد انتشار آلاینده ها در پایان دوره با ۱۰/۶ درصد رشد سالیانه در مقایسه با پیش از اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها به ۳۲۲/۳ میلیون تن خواهد رسید و نسبت به حفظ نرخ رشد ۵ درصدی بعد از اصلاح قیمت سوخت حدود ۴ درصد (معادل ۶۲ میلیون تن گازهای آلاینده و گلخانه ای) افزایش رشد سالیانه را نشان می‌دهد. . از این میزان کاهش، سهم گازهای گلخانه‌ای ۳۷/۷ میلیون تن و گازهای آلاینده ۲۳/۸ هزار تن در سال پایانی دوره شبیه‌سازی خواهد بود. بنابراین همانطور که مشاهده می‌شود نرخ رشد اقتصادی به دلیل افزایش تولید انرژی

الکتریکی، تاثیر بسیاری بر تولید نیروگاه‌ها و به تبع آن انتشار گازهای گلخانه‌ای و گازهای آلاینده خواهد داشت.

منابع

الف- فارسی

۴۲ سال صنعت برق ایران در آئینه آمار (۱۳۴۶-۱۳۸۷)

آمار تفصیلی صنعت برق ایران طی سالهای مختلف

ترازنامه انرژی سال‌های مختلف،وزارت نیرو.

منظور، د. ، رضائی، ح. (۱۳۸۹). «پیش بینی تاثیر تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر روند تقاضای انرژی الکتریکی با رویکرد پویایی سیستمی»، هشتمین همایش بین المللی انرژی، تهران

ب- انگلیسی

http://data.iea.org/ieastore/statslisting.asp
http://www.cbi.ir/page/2053.aspx
http://www.pep.moe.org.ir
http://www.tavanir.org.ir

Jäger, T., Schmidt, S., Karl, U. (2009). "A system dynamics model for the German electricity market – model development and application". 27th International Conference of the System Dynamics Society, Albuquerque, New Mexico, July 26 – 30.

Manzoor, D., *et al*. (2009). "An analysis of energy price reform: A CGE approach", *Gas* 7(600): 85.71

Schmitz,S. (2001). "Do Energy Prices Induce Progress in Energy-Related Technology? An Empirical Study", Discussion Paper Series 26224, Hamburg Institute of International Economics

Sterman J. D. (2006). Business Dynamics. Systems Thinking and Modeling for a Complex World.McGraw-Hill.

Vogstad, K. (2005). A system dynamics analysis of the Nordic electricity market : The transition from fossil fuelled toward a renewable electricity supply within a liberalized electricity market. PhD thesis 2005:15, Norwegian University of Science and Technology, Trondheim.

فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال دوم، شماره ۹، زمستان ۱۳۹۲، صفحات ۲۳۷-۲۱۷

تجریه و تحلیل رابطه همجمعی و علیت میان انتشار دی اکسیدکربن، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران

دکتر محمدحسین مهدوی عادلی* و علیرضا قنبری**

تاریخ دریافت: ۲ تیر ۱۳۹۲ تاریخ پذیرش: ۲۱ اسفند ۱۳۹۲

چکیده

این مقاله به بررسی و مطالعه رابطه بین مصرف انرژی، تولیدناخالص داخلی و انتشار دی اکسیدکربن در ایران پرداخته و جهت علیت بین این متغیرها در کوتاه مدت و بلندمدت مشخص شده است. برای این منظور و بر اساس مفروضات فرضیه زیست محیطی کوزنتس, مدل تصریح و با استفاده از الگوی اقتصادسنجی تصحیح خطا، برآورد شده است. نتایج آزمون همجمعی نشان می‌دهد که حداقل یک رابطه همجمعی میان انتشار دی اکسید کربن, تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی وجود دارد که با آزمون رابطه علیت بین آنها مشخص گردید در کوتاه-مدت یک رابطه علیت دو طرفه بین انتشار دی اکسیدکربن و مصرف انرژی و یک رابطه دیگری از تولیدناخالص داخلی به انتشار دی اکسیدکربن و مصرف انرژی و در بلندمدت دو رابطه علیت یک طرفه یکی از انتشار دی اکسیدکربن به تولید ناخالص داخلی و دیگری از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی برقرار می‌باشد. همچنین بررسی توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد بروز یک شوک بر تولید ناخالص داخلی, انتشار دی اکسید کربن را تا سه سال افزایش داده و پس از آن به تدریج تأثیر آن کاهش یافته و تا اینکه در سال ششم به صفر برسد.

واژه‌های کلیدی: منحنی زیست محیطی کوزنتس- انتشار دی اکسیدکربن- مصرف انرژی- تولید ناخالص داخلی- مدل اقتصاد سنجی تصحیح خطا.

طبقه‌بندی JEL: C01، E23، Q40، Q51.

---

* دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد و رئیس پژوهشکده اقتصاد انرژی مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی
mh-mahdavi@um.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد و پژوهشگر مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی ghanbarister@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه نفت مهمترین منبع انرژی در همه نقاط جهان است. مصرف نفت از یک طرف برای رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری لازم است و از طرف دیگر به دلیل انتشار کربن و گازهای گلخانه‌ای باعث آلودگی هوا می‌شود. این امر در ظاهر یک تناقص و دوگانگی بین دستیابی به یک رشد و توسعه اقتصادی بالا و حفاظت از محیط زیست است. لیکن تجربه بسیاری از کشورهای پیشرفته موفق ثابت کرده است چنانچه مسیر رشد اقتصادی به درستی پیموده شود و سیاستها و رویه‌های مناسبی در این راستا اتخاذ گردد نه تنها تضادی در این زمینه وجود ندارد بلکه رشد اقتصادی نیز می‌تواند باعث بهبود وضعیت زیست محیطی شود. این امر بدون اطلاع از چگونگی رابطه بین مصرف انرژی، سطح فعالیت‌های اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای امکان‌پذیر نیست. از این رو همه کشورها برای آنکه بتوانند رشد اقتصادی همراه با ملاحظات زیست محیطی را تجربه کنند باید بطور دقیق از این ارتباطات اطلاع داشته باشند. یکی از آنها، جهت تأثیر گذاری این متغیرها بر همدیگر و یا در اصطلاح اقتصادی رابطه علیت بین آنهاست. عدم اطلاع از جهت رابطه علیت بین این متغیرها در یک اقتصاد می‌تواند منجر به تصمیم‌گیرهای غلط و ناکارا شود.

طبق گزارش آژانس بین المللی انرژی، ایران در سال ۲۰۱۱ با انتشار ۵۲۱ میلون تن گاز دی اکسید کربن پس از کشورهای چین، آمریکا، هند، روسیه، ژاپن، آلمان، کره و کانادا، در جایگاه نهم جهان قرار داشته است. بر اساس این آمار, کشورهایی که انتشار گاز دی اکسید کربن بیشتری نسبت به ایران دارند جزء اقتصادهای پیشرفته و یا در حال گذار هستند و حجم فعالیت اقتصادی بسیار بالایی دارند. از این رو چنین جایگاهی برای اقتصاد ایران چندان منطقی نبوده و تأمل‌انگیز است. ادامه چنین وضعیتی در آینده پیامدهای سیاسی، اقتصادی، محیط زیستی بدی را برای کشور در پی خواهد داشت که باید بدان توجه خاص شود.

با توجه به مطالب بالا و حجم زیاد انتشار گاز دی اکسید کربن در اقتصاد ایران, در این مقاله رابطه بین مصرف انرژی، فعالیت اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن (به عنوان یکی از مهمترین گازهای گلخانه‌ای و شاخصی از تخریب محیط زیست که نقش موثری در گرم شدن کره زمین دارد) در این کشور بررسی و جهت علیت بین این متغیرها نیز مورد آزمون قرار گرفته است. در قسمت بعدی بطور خلاصه مطالعات انجام شده در این زمینه آورده می‌شود. بخش سوم به ارایه

مبانی نظری مقاله اختصاص دارد. در بخش چهارم مدل اقتصادسنجی معرفی می‌شود. بخش پنجم نتایج تجربی و بالاخره در قسمت آخر نتایج و پیشنهادات آورده می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

در اکثر مطالعات انجام شده در زمینه چگونگی ارتباط بین فعالیت‌های اقتصادی و تخریب محیط زیست از تحلیل فرضیه زیست محیطی کوزنتس استفاده شده است. فرضیه کوزنتس برای اولین بار در سال ۱۹۵۵ توسط سیمون کوزنتس و در مطالعه‌ای با عنوان «رشد اقتصادی، و نابرابری درآمد» مطرح شد. کوزنتس در مطالعه خود به این نتیجه رسید که در مسیر توسعه اقتصادی رابطه بین درآمد سرانه و نابرابری درآمد به شکل U معکوس است. بطوری که بر اساس این فرضیه در مراحل اولیه توسعه اقتصادی همزمان با افزایش درآمد، نابرابری توزیع درآمد بیشتر و پس از رسیدن به سطح معین یا نقطه برگشت، نابرابری توزیع درآمد به تدریج کاهش می‌یابد. در دهه ۱۹۹۰ با مشاهد شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین شاخص‌های مختلف تخریب محیط زیست و درآمد سرانه به صورت U معکوس، شبیه رابطه معکوس بین درآمد و نابرابری درآمد در منحنی کوزنتس اولیه، منحنی کوزنتس در مطالعات مربوط به محیط زیست نیز وارد شد و رابطه مذکور بین رشد اقتصادی و شاخص‌های مربوط به آلایندگی به صورت Uمعکوس, به منحنی زیست محیطی کوزنتس[1](EKC) معروف شد (برقی اسکویی, محمدمهدی ۱۳۸۷).

اولین مطالعه در مورد بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس توسط گراسمن و کاراگر[2](۱۹۹۱) برای ۵۲ شهر از ۳۲ کشور جهان انجام گرفت. این مطالعه مبنای مطالعات بعدی در این زمینه قرار گرفت و پس از آن مطالعات بسیار زیادی توسط محققان انجام شد. از مهمترین آنها می‌توان به مطالعات شفیک و باندیوپادیای[3] (۱۹۹۲)، هولتز- ایکن و سلدن۴ (۱۹۹۵)، توکر[5] (۱۹۹۵)، کول و همکاران[6] (۱۹۹۷)، هرینک و همکاران[7] (۲۰۰۱)، نیومایر[8] (۲۰۰۲)، لیندمارک[9]

1. Environmental Kuznets Curve
2. Grossman & Krueger
3. Shafik & Bandyopadhyay
4. Holtz-Eakin & Selden
5. Tuker
6. Cole *et al*
7. Heerink *et al*
8. Neumayer
9. Lind Mark

(۲۰۰۲)، فریدل و جتزر[1] (۲۰۰۳)، لانتز و فنگ[2](۲۰۰۶)، جیمز[3] (۲۰۰۷)، هالیگو[4] (۲۰۰۸)، عبد الجلالی و سید محمود[5] (۲۰۰۹) و اویاتو[6] (۲۰۰۹) اشاره کرد.در این مطالعات یکی از شاخص‌های مخرب محیط زیست به عنوان متغیر وابسته و یک یا چند متغیر از متغیرهای اقتصاد کلان و حتی در برخی موارد بعضی از شاخص‌های اجتماعی جامعه و فنی , به عنوان متغیرهای توضیحی مورد آزمون و بررسی قرار گرفته‌اند. شاخص‌های اقتصادی مورد استفاده درآمد ملی، رشد اقتصادی، تولیدناخالص ملی، میزان مصرف انرژی، ارزش افزوده بخشهای مختلف، درجه باز بودن اقتصاد، شاخص‌های اجتماعی: جمعیت، شاخص‌های فنی: پیشرفت‌های تکنولوژیکی و شاخص‌های مخرب محیط زیست:آلاینده‌های هوا مانند CO_2 ، SO و NO و آلاینده‌های آب بصورت سرانه و یا بصورت کلی لحاظ شده‌اند.

کمار[7] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای رابطه بین تولید ناخالص داخلی, انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی را در چارچوب مدل خود رگرسیونی برداری (VAR)[8] برای کشور هند آزمون کرد. نتایج این پژوهش حکایت از تأثیر مثبت انتشار دی اکسید کربن بر روی مصرف انرژی و تأثیر منفی آن بر تولید ناخاص داخلی و همچنین اثرات مثبت مصرف انرژی بر روی تولید ناخالص داخلی و انتشار دارد. طبق روابط بدست آمده بیان شده است که به منظور کاهش انتشار دی اکسید کربن نبایستی مصرف انرژی را کاهش داد زیرا این امر منجر به افت تولید ناخالص داخلی می‌گردد بلکه بهتر است سوختهای پاک و سبز را جایگزین سوختهای فسیلی و غیر قابل تجدید نظر نمود تا از این طریق دو هدف تداوم رشد اقتصادی و کاهش اننتشار دی اکسید کربن تحقق یابد.

در مطالعه دیگری هری و سلیم[9] (۲۰۱۲), با توجه به مصرف زیاد و رشد تقاضای روز افزون ذغال سنگ در چین و به منظور یافتن تأثیرات اقتصادی و آلودگی هوای آن, در مقاله‌ای روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف ذغال سنگ و درآمد ملی را در یک الگوی دو طرفه‌ی عرضه و تقاضا بررسی نمودند. بدین منظور آنها از مدلهای اقتصاد سنجی تصحیح خطای برداری و همجمعی بهره بردند و یافتند در کوتاه مدت و بلندمدت یک رابطه دو طرفه مستقیم بین مصرف

1. Fried & Getzer
2. Lantz & Feng
3. James
4. Halicioglu
5. Abdul Jalil& Syed.Mahmudb
6. Iwata
7.Kumar
8.Vectore Autoressive
9.Harry&Salim

ذغال سنگ و انتشار دی اکسید کربن و انتشار آلودگی برقرار می‌باشد. همچنین نتیجه گردید در طرف عرضه رابطه غیر مستقیم از مصرف ذغال سنگ به تولید ناخالص داخلی وجود دارد در حالیکه در طرف تقاضا عکس این ارتباط نتیجه شده است.

خلید الخاصلن و همکاران[1] (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای به بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت و هچنین رابطه علیت میان متغیرهای این متعیرها و اشتغال پرداختند. آنها برای این منظور از دو روش اقتصادسنجی تصحیصح خطای برداری (VECM)و مدل خود توضیح با وقفه های گسترده ARDL[2] استفاده کردند. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بین کلیه متغیرها وجود داشته, اما رابطه علیت بین تولید ناخالص ملی به انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی با مصرف انرژی برقرار نمی‌باشد.

در داخل مطالعاتی در این زمینه انجام شده است. صالح و همکاران (۱۳۸۸)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی رابطه علیت بین تولیدناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران: مطالعه موردی گاز دی‌اکسید کربن» رابطه بین انتشار دی اکسید کربن و میزان تولیدناخالص داخلی واقعی ایران طی سالهای ۱۳۳۹ تا ۱۳۷۸ را بررسی کردند. در این مقاله از آزمون علیت گرنجر دو مرحله‌ای و آزمون علیت هسیائو برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده شده است. آنها نتیجه گرفتند که یک رابطه یک طرفه از انتشار دی‌اکسید کربن به تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

برقی اسکویی(۱۳۸۸), به ارزیابی تأثیر آزادسازی تجاری بر دی اکسیدکربن با استفاده از داده-های ترکیبی چهار گروه کشورها طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۹۲ با استفاده از منحنی زیست محیطی کوزنتس پرداخت. وی چنین نتیجه گرفت که افزایش آزادسازی تجاری و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد سرانه بالا و کشورهای با درآمد سرانه پایین به افزایش دی اکسیدکربن منجر می‌شود.

شرزه‌ای (۱۳۸۸)، به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی ، درآمد ملی و انتشار دی‌اکسید کربن به همراه عوامل نیروی کار و سرمایه در ایران طی سالهای ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۴ پرداخت. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک طرفه از درآمد ملی به مصرف انرژی وجود دارد اما رابطه علیت میان درآمد و انتشار دی اکسیدکربن نتیجه نشد. علاوه بر این وی نتیجه گرفت مصرف انرژی علت افزایش انتشار کربن نیست.

1.Khalid Alkhathlan
2.AuteRegressive Distributed Lag

فطرس و نسرین دوست (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی رابطه‌ی آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران» رابطه علیت بین متغیرها را با استفاده از روش تودا و یاماتو[1] بررسی کردند. آنها نتیجه گرفتند که یک رابطه علیت یک طرفه از انتشار دی اکسیدکربن به درآمد سرانه و از انتشار دی اکسیدکربن به سرانه مصرف انرژی وجود دارد.

بهبودی و همکاران (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای دیگر به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار دی اکسیدکربن به عنوان معیاری برای آلودگی محیط زیست در ایران پرداختند. آنها برای این منظور از داده‌های سری زمانی برای سالهای ۱۳۸۳-۱۳۴۶ استفاده کردند و از مدل تصحیح خطا برداری بهره بردند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان دهنده وجود رابطه مثبت بین متغیرهای مستقل مانند مصرف انرژی، رشد اقتصادی، آزاد سازی تجاری، جمعیت و انتشار دی اکسیدکربن است.

کازرونی و فشاری (۱۳۸۹)، طی مطالعه‌ای با استفاده از روش هم انباشتگی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، به بررسی رابطه بلندت بین صادرات کالاهای صنعتی و شاخص کیفیت محیط زیست طی سالهای ۱۳۸۵-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج مطالعه بیانگر این است که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای صادرات کالاهای صنعتی و شاخص آلودگی هوا برقرار بوده و متغیرهای صادرات کالاهای صنعتی، تولید ناخالص داخلی و تراکم جمعیت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارند. آنها یافتند که تأثیر متغیر صادرات کالاهای صنعتی بر انتشار دی اکسید کربن مثبت ولیکن به مراتب کمتر از سایر متغیرها می‌باشد.

صبوری و سلیمانی (۲۰۱۰)، با استفاده از مدل خود رگرسیونی توضیح دهنده برداری (ARDL)[2] و بر اساس فرضیه زیست محیطی کوزنتس (EKC) رابطه بین مهمترین متغیر اقتصاد کلان، یعنی رشد اقتصادی را با مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن طی سالهای ۲۰۰۷-۱۹۷۱ آزمون کردند. در این مطالعه فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای اقتصاد ایران مورد تأیید قرار نگرفته و تأثیر مثبت و معنی دار مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی نتیجه گردیده است.

تفاوت این مقاله با مطالعات قبلی انجام شده در محاسبه و برآورد روابط علیت کوتاه مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی, مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن است. علاو بر این در این مطالعه رابطه همجمعی و روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها بررسی شده و تجزیه و

1.Toda and Yamato
2. Auto-Regressive Distribution Lags

تحلیل‌های مربوط به میزان نقش و تأثیر هر کدام از متغیرها (تجزیه واریانس) و واکنش متغیر وابسته به یک شوک در متغیرهای مستقل (توابع عکس‌العمل) نیز محاسبه و آزمون شده است.

۳. مبانی نظری

در توابع تولید اولیه‌ای که توسط اقتصاددانان معرفی شده است تنها دو عامل نیروی کار (L) و سرمایه (K) به عنوان نهاده‌های تولید معرفی شده‌اند. اما با توجه به نقش مهم و به سزای انرژی در فرآیند تولید و توسعه اقتصادی، در مدل‌های جدید رشد علاوه بر سرمایه و نیروی کار، نهاده انرژی نیز بطور ویژه‌ای مورد توجه قرار گرفته ولی اهمیت آن در مدلهای مختلف یکسان نیست. اقتصاددانان نئوکلاسیک به نقش مستقیم انرژی در تابع تولید و رشد اقتصادی اعتقادی نداشته و معتقدند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد بطور غیر مستقیم بر رشد و تولید اقتصادی موثر است (مانند دنیسون). اما برخی از اقتصاددانان دیگر اهمیت بیشتری برای انرژی در امر تولید قائل شده و آنرا به عنوان یک نهاده تولید و در کنار نهاده سرمایه در نظر می‌گیرند (مانند برونت و وود[1]). در این مدلها انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده و عامل تولید مشترکی را بوجود می‌آورد که در کنار نهاده نیروی کار دو عامل نهاده تولید هستند. چنین تابعی بصورت زیر است:

$$Q = F(G(K,E),L) \qquad (۱)$$

گروه دیگری از اقتصاددانان نقش پررنگ‌تری برای انرژی در فرآیند تولید قائل هستند و آنرا به عنوان یک نهاده در کنار نیروی کار و سرمایه تلقی می‌کنند و تابع تولید را بصورت زیر بیان می‌کنند (ملکی۸۱):

$$Q = F(L,K,E) \qquad (۲)$$

برخی دیگر از اقتصاددانان انرژی مانند استرن[2] را به عنوان نیروی محرکه‌ی بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی دانسته و برای آن جایگاه ویژه‌ای در رشد اقتصادی قائل می‌شوند. این گروه از اقتصاددانان بر اساس این نظریه که بیان می‌کند انرژی در جهان مقدار ثابتی دارد، جبران پذیر بوده و از بین نمی‌رود بلکه از شکلی به شکل دیگر تغییر می‌یابد، انرژی را تنها و مهمترین عامل رشد

1. Berndt & Wood
2 .Stern

می‌دانند و نیروی کار و سرمایه را جزء عوامل واسطه‌ای تولید قلمداد می‌کنند که برای بکارگیری به انرژی نیاز دارند (ملکی ۸۱).

با توجه به نظریات بالا چنین استنباط می‌شود که علاوه بر نهاده‌های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در مباحث اقتصادی مطرح است و در الگوهای رشد اقتصادی انرژی یا به عنوان یک نهاده مستقل ، واسطه‌ای و یا غیر مستقیم و موثر در کنار نهاده‌های کار و سرمایه منظور می‌شود. اما از آنجایی که سوختهای فسیلی مهمترین و بیشترین سهم را در تأمین انرژی جهان دارند و مصرف آنها باعث انتشار گازهای گلخانه‌ای بویژه دی اکسیدکربن می‌شود و مصرف آنها برای تحقق اهداف توسعه و رشد اقتصادی باعث ایجاد آلودگی هوا و تخریب محیط زیست می‌شود؛ لذا بین رشد و توسعه اقتصادی با تخریب محیط زیست ارتباط وجود دارد. بسیاری از متخصصان اقتصاد محیط زیست این ارتباط را در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس بررسی و بیان می‌کنند در مراحل اولیه رشد اقتصادی، محیط زیست تخریب اما با ادامه و تداوم آن, وضعیت محیط زیست بهبود می‌یابد. بر اساس این دیدگاه, منطق وجود رابطه U وارونه شکل بین رشد اقتصادی و شاخص‌های تخریب محیط زیست به‌طور شهودی قابل استدلال است. به عقیده آنان, در مراحل اولیه فرآیند صنعتی شدن با توجه به اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط زیست پاک، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا، افزایش و در نتیجه آلودگی زیاد می‌شود. در این مرحله با توجه به سطح پایین درآمد ملی، بنگاههای اقتصادی قادر به تأمین مالی هزینه‌های کاهش آلودگی نیستند و به نوعی آثار زیست محیطی رشد اقتصادی نادیده گرفته می‌شود. اما در مراحل بعدی فرآیند صنعتی شدن و رشد اقتصادی و رسیدن اقتصاد به سطح معینی از درآمد و رشد، توجه به وضعیت محیط زیست از اهمیت و ارزش بیشتری برخوردار می‌شود. در چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط زیست، نهادها و سازمان‌های مرتبط با محیط زیست اقدام به وضع قوانین و مقررات زیست محیطی مناسب کرده و تکنولوژی‌ها به سمت تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست[1] پیشرفت کرده و تأمین مالی هزینه‌های مرتبط با تغییر فن‌آوری به سمت فن‌آوری دوست‌دار محیط زیست و نیز پرداخت عوارض و مالیات لازم به منظور بهبود محیط زیست امکان‌پذیر می‌شود (برقی اسگویی ۱۳۸۷).

استرن (۱۹۹۸) اثر رشد اقتصادی بر محیط زیست را ناشی از سه اثر مقیاسی, ساختاری و تکنولوژیکی دانسته و بیان می‌کند در سطوح بالای توسعه, ساختار اقتصادی به سمت صنایع و

1. Environmental Friendly Technology

فناوری‌های نوین و خدمات حرکت می‌کند. ترکیب نهاده‌ها و انرژی‌های آلاینده اصلاح می‌شود. همچنین به تدریج آگاهی در مورد محیط زیست بالا می‌رود و قوانین زیست محیطی مفیدتری وضع و اجرا شده و نیز مخارج مصرف شده در جهت و ارتقای محیط زیست افزایش می‌یابد (بهبودی و همکاران ۱۳۸۹).

٤. داده‌ها و مدل

٤-١. داده‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این مقاله انتشار دی اکسیدکربن به عنوان شاخص مخرب محیط زیست، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی می‌باشند که از شاخص‌های توسعه بانک جهانی[1](WDI) و بولتن آماری شرکت نفت انگلیس [2](BP) استخراج شده‌اند. به منظور تعدیل نوسانات، داده‌ها بصورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. سری زمانی مورد مطالعه سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ میلادی می‌باشد.

٤-٢. ارایه مدل

همانطوری که در بخشهای قبلی بحث شد مصرف انرژی به دلیل اینکه منجر به انتشار کربن می‌شود، عامل تخریب محیط زیست است. همچنین بیان شد که تخریب محیط زیست و شاخص‌های رشد اقتصادی طبق فرضیه زیست محیطی کوزنتس با یکدیگر رابطه غیر خطی توان دوم دارند. بنابراین ارتباط بلندمدت پویا بین شاخص تخریب محیط زیست، مصرف انرژی و تولیدناخالص داخلی بصورت زیر مدل می‌شود:

$$C = \beta_0 + \beta_1 E + \beta_2 G + \beta_3 G^2 + \varepsilon \qquad (۳)$$

در این معادله C انتشار دی اکسیدکربن و برحسب هزار تن, E مصرف انرژی به هزار کیلوگرم می‌باشد. متغیرهای G تولید ناخالص داخلی و G^2 توان دوم تولید ناخالص داخلی بر حسب میلیارد دلار و به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ می‌باشد. ε نیز جز خطای رگرسیونی است.

ضرایب β_1 ، β_2 و β_3 به ترتیب کشش انتشار دی اکسید کربن نسبت به مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و توان دوم تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. طبق مباحث مطرح شده

1. World Development Indicator
2. British Petroleum

در بخش مبانی نظری انتظار می‌رود β_1 مثبت باشد. همچنین بر اساس فرضیه زیست محیطی کوزنتس علامت مثبت برای β_2 و منفی برای β_3 مورد انتظار است.

۵. برآورد مدل

این بخش شامل ۷ مرحله می‌باشد. نخست مانایی و نامانایی سری زمانی متغیرهای الگو با استفاده از آزمونهای مختلف ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مرحله دوم تعداد وقفه بهینه برای تخمین مدل تعیین می‌شود. سپس آزمون همجمعی جوهانسون جوسیلیوس انجام و در صورت تأیید آن رابطه بلندمدت بین متغیرها برآورد می‌شود. در مرحله چهارم مدل تصحیح خطای برآورد می‌گردد. در گام بعدی رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. و بالاخر در مراحل آخر میزان اثرگذاری هر متغیر در طول زمان و پایداری شوکهای وارده بر مدل بررسی می‌شود.

۵-۱. آزمون ریشه واحد

اولین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی بررسی خواص سری زمانی متغیرهای الگو از نظر تعداد ریشه واحد و تعیین درجه انباشتگی آنهاست که معمولاً از آزمونهای ریشه واحد دیکی فولر تعمیم[1](ADF) به عنوان متداول‌ترین روشها استفاده می‌شود. لیکن از آنجایی که در این آزمون, شکست ساختاری سری زمانی در نظر گرفته نمی‌شود و این امر ممکن است به اشتباه باعث پذیرفته شدن فرض صفر مبنی بر ناایستایی متغییر شود قبل از آن آزمون زیوت - اندریوز[2] (۱۹۹۲ انجام و سپس آزمون فلیپس-پرون[3] (PP-۱۹۸۰) و ADF برآورد می‌گردد. جدول ۱ نتایج آزمون شکست ساختاری زیوت-اندریوز را که به کمک نرم افزار اقتصادسنجی Eviews8 و روش Sequential Bai-Perron انجام شده نشان می‌دهد. همانطور که مشخص است برای کلیه متغیرها فرض صفر مبنی بر وجود صفر نقطه شکست ساختاری قبول و لذا آزمونهای دیکی فولر و فلیپس -پرون انجام می‌شود.بر اساس آماره‌های محاسبه شده برای هر متغیردر هر دو آزمون و مقایسه با مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد (۳/۵۲-) فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای کلیه متغیرها قبول و نتیجه می‌شود که متغیرها در سطح مانا نیستند. لیکن این مسأله در مورد تفاضل

1. Augmented Dickey Fuller
2.Zivot @ Andrews
3.philips-peron

مرتبه اول متغیرها برقرار نیست و طبق آماره‌های آزمون بدست آمده و مقایسه با مقدار بحرانی ۳/۵۲- در سطح معنی‌داری ۵ درصد،فرضیه صفر رد و عدم وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرها نتیجه می‌شود. بنابراین کلیه متغیرها انباشته از درجه ۱ یا I(1) هستند.

جدول ۱. نتایج آزمونهای شکست ساختاری و ریشه واحد

نوع آزمون			آماره آزمون ADF		آماره آزمون PP	
نوع متغیر	آزمون زیوت- اندریوز		در سطح و با عرض از مبدا و روند زمانی	با یک مرتبه تفاضل‌گیری و با عرض از مبدا	درسطح و با عرض از مبدا و روند زمانی	با یک مرتبه تفاضل‌گیری و با عرض از مبدا
مصرف انرژی	۰/۶۲۶	۸/۵۸	-۳/۳۱	-۴/۷۴*	-۲/۶۲	-۴/۵۸*
انتشار دی اکسیدکربن	۰/۰۳۰	۸/۵۸	-۳/۴۳	-۴/۸۰*	-۲/۶۸	-۴/۶۵*
تولید ناخالص داخلی	۲/۴۴۴	۸/۵۸	-۳/۱۱	-۳/۷۰*	-۲/۰۲	-۳/۶۱*

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد با مقدار بحرانی ۳/۵۲-

۵-۲. تعیین تعداد وقفه بهینه

برای تعیین مرتبه بهینه الگو از معیارهای آکایک (AIC)[1]، شوراتز بیزین (SBC)[2] و حنان کویین (HQ)[3] استفاده می‌شود. نتایج این معیارها تا ۳ وقفه برآورد در جدول ۲ آورده شده است. همان‌گونه که در جدول مشخص است وقفه بهینه بر اساس معیار آکایک و حنان کویین ۲ و برای معیار شورارتز بیزین ۱ می‌باشد. لیکن از آنجایی که معیار شوراتز در انتخاب وقفه صرفه جویی بیشتری می‌کند و برای سری‌های زمانی کوچک مناسب‌تر است وقفه ۱ به عنوان وقفه بهینه مدل در نظر گرفته می‌شود.

1. Akiake Information Criteria
2. Schwartz Information Criteria
3. Hannan Quinn Information Criteria

جدول ۲. نتایج انتخاب وقفه بهینه

تعداد وقفه	AIC	SC	HQ
صفر	-۷/۳۴	-۷/۱۷	-۷/۲۸
یک	-۱۷/۹۰	*-۱۷/۰۶	-۱۷/۶۰
دو	*-۱۸/۳۱	-۱۶/۸۱	*-۱۷/۷۶
سه	-۱۸/۲۳	-۱۶/۰۵	-۱۷/۴۳

وقفه بهینه

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

۵-۳. آزمون هم انباشتگی

برای بررسی رابطه بلندمدت و باثبات میان متغیرهای الگو (معادله ۳) از آزمون هم انباشتگی استفاده می‌شود. تحلیل‌های هم انباشتگی را می‌توان از روشهای مختلفی مانند حداقل مربعات معمولی، حداقل مربعات معمولی پویا، مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی [1](ARDL) و جوهانسون جوسیلیوس[2] انجام داد که در این مقاله روش دوم استفاده شده است. در آزمون جوهانسون جوسیلیوس تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها (بردارهای همجمعی) بر اساس روش حداکثر مقدار ویژه و ماتریس اثر صورت می‌پذیرد. نتایج این دو روش که در جدول ۳ آورده شده است حاکی از وجود یک بردار بلندمدت در سطح احتمال ۵ درصد بین متغیرهای مدل می‌باشد.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
		آماره آزمون	مقادیر بحرانی	آماره آزمون	مقادیر بحرانی
R=۰	R>=۱	۳۰/۴۷	۲۷/۴۲	۵۶/۲۸	۴۸/۸۸
R=۱	R>=۲	۱۸/۸۲	۲۱/۱۲	۲۵/۸۲	۳۱/۵۴
R=۲	R>=۳	۶/۷۲	۱۴/۸۸	۶/۹۶	۱۷/۸۶
R=۲	R>=۴	۰/۲۴	۸/۰۷	۰/۲۴	۸/۰۷

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

1. Auto Regressive Distributed Lags
2. Johanson Joselius

رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو در جدول ۴ آورده شده است. همانطور که دیده می‌شود کلیه ضرایب مدل معنی‌دار بوده و از نظر علامتی سازگار با تئوری‌های نظری است. هر یک از ضرایب, کشش بلندمدت متغیر وابسته انتشار دی اکسید کربن نسبت به متغیرهای توضیحی مدل را نشان می‌دهد. طبق جدول بالا ضریب مصرف انرژی برابر ۱/۰۰۶ است که نشان می‌دهد انتشار دی اکسید کربن نسبت به مصرف انرژی کشش واحد دارد. ضریب تولید ناخالص داخلی نیز برابر ۰/۲۳ و کوچکتر از یک است و لذا انتشار دی اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص بی‌کششی است. بر این اساس می‌توان چنین بیان نمود که با مصرف یک درصد بیشتر انرژی, انتشار دی اکسید کربن به همان میزان افزایش می‌یابد در حالیکه افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی, انتشار دی اکسید کربن را به میزان کمتر از آن و تنها ۰/۲۳ درصد بیشتر می‌کند. همچنین ضریب توان دوم رشد اقتصادی منفی است که طبق انتظار و موافق مفروضات فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس است. لیکن از آنجایی که مقدار آن بسیار کوچک (۰/۰۴-)و نزدیک به صفر است فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ایران مورد تردید است.

جدول ٤. نتایج رابطه بلندمدت

	عرض از مبدا	تولید ناخالص داخلی	مصرف انرژی	توان دوم تولید ناخالص داخلی
ضرایب	۰/۷۴۵	۰/۲۳۲	۱/۰۰۶	-۰/۰۴
آماره t		-۲/۱۶۹	-۹۷/۴۲۵	۳/۲۳۳

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

٥-٤. اثرات کوتاه مدت و بلندمدت

حال که بر اساس نتایج بخش قبلی وجود یک بردار همجمعی بین متغیرهای الگو مورد تأیید قرار گرفت می‌توان از مدل تصحیح خطا (ECM) برای اطلاع از چگونگی رابطه بین متغیرها استفاده نمود. طبق مباحث مطرح شده در بخش مبانی نظری و در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس فرم ریاضی مدل تحصیح خطای برآورد شده بصورت زیر است:

$$\Delta C_t = \alpha_1 + \alpha_{11} ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1j} \Delta C_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{1j} \Delta E_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{1j} \Delta G_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{1j} \Delta G^2_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (۴)$$

$$\Delta E_t = \alpha_2 + \alpha_{21} ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{2j} \Delta C_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{2j} \Delta E_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{2j} \Delta G_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{2j} \Delta G^2_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (۵)$$

$$\Delta G_t = \alpha_3 + \alpha_{31} ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{3j} \Delta C_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{3j} \Delta E_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{3j} \Delta G_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{3j} \Delta G^2_{t-j} + \varepsilon_{3t} \quad (۶)$$

$$\Delta G^2_t = \alpha_4 + \alpha_{41} ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{4j} \Delta C_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_{4j} \Delta E_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \Psi_{4j} \Delta G_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_{4j} \Delta G^2_{t-j} + \varepsilon_{4t} \quad (۷)$$

در اینجا ECT_{t-1} جمله تصحیح خطا و نشان دهنده معادله نرمال شده همجمعی است که بصورت زیر است:

$$ECT_{t-1} = C_{t-1} + (\beta_{21} / \beta_{11}) E_{t-1} + (\beta_{31} / \beta_{11}) G_{t-1} + (\beta_{41} / \beta_{11}) G^2_{t-1}$$

ضرایب ECT در هر معادله ضریب تعدیل در هر دوره برای برقراری تعادل بلندمدت را نشان می-دهد و ضرایب با وقفه متغیرهای توضیحی یعنی Ψ، θ و δ معرف رابطه پویای کوتاه مدت بین متغیرها در هر معادله می‌باشد.

مدل تصحیح خطا با استفاده از متغیرهای بالا برآورد گردید. لیکن از آنجایی که متغیر توان دوم تولید ناخالص داخلی بی‌معنی بدست آمد (که دلالت بر عدم وجود رابطه معکوس بین تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسیدکربن در کوتاه مدت دارد) این متغیر از مدل حذف شد. خلاصه نتایج این مدل برای رابطه انتشار دی اکسید کربن با مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در جدول ۵ آورده شده است. همانطوری که مشاهده می‌شود ضرایب برآورد شده از معناداری لازم برخوردار بوده و رابطه مستقیم بین مصرف انرژی با تولید ناخالص داخلی برقرار می‌باشد.

جدول ۵. نتایج مدل تصحیح خطا

متغیر	ضریب	احتمال
DE تفاضل اول مصرف انرژی	۴/۵	-۳/۴۰
DCO تفاضل اول انتشار دی اکسید کربن	۰/۷۷	۵/۴۷
DY تفاضل اول تولید ناخالص داخلی	۴/۲	۱/۹۹
C عرض از مبدا	۳/۶۸	۲/۶
ECT جمله تصحیح خطا	-۰/۴۸	-۳/۸۷

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

جهت بررسی صحت نتایج مدل, آزمونهای تشخیص شکل تصریح مدل (Ramsey Reset), نرمال بودن توزیع جملات خطا (Normality), ناهمسانی واریانس جملات خطا (white) و خودهمبستگی (LM) انجام شده و نتایج آن در جدول ۶ آورده شده است. با توجه به نتایج بدست آمده در سطح خطای ۵ درصد مدل به خوبی تصریح شده و فاقد مشکل خودهمبستگی, ناهمسانی واریانس بوده و ضرایب بدست آمده قابل اطمینان هستند.

جدول ٦. آزمونهای آسیب شناسی برآورد الگو

آزمون	ضرایب	نتیجه آزمون
LM	۰/۰۸۲	عدم وجود خودهمبستگی
Ramsey Reset	۰/۲۸۷	نیکویی تصریح مدل
Normality	۰/۰۸۲	نرمال بودن
White	۰/۸۲۲	عدم وجود ناهمسانی واریانس

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

۵-۵. آزمون علیت

در این قسمت رابطه علیت بین متغیرهای الگوی تصحیح خطا با استفاده از آزمون والد[1] بررسی می‌شود. برای بررسی آزمون علیت کوتاه مدت از طرف ΔG و ΔG^2 به ΔC ، در معادله ۴ فرض صفر مبنی بر صفر بودن کلیه ضرایب Ψ_{ij} و δ_{ij} بررسی می‌شود. چنانچه فرض صفر رد شود تولید ناخالص داخلی علت انتشار دی اکسید کربن در کوتاه مدت است. همچنین برای

1. Wald

بررسی جهت علیت کوتاه مدت از انتشار دی اکسید کربن به تولید ناخالص داخلی, در معادله‌های ۶ و ۷ فرض صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب ϕ_{3j} و ϕ_{4j} آزمون می‌شود. جهت بررسی رابطه علیت بلندمدت بین متغیرها فرض صفر مبنی $\alpha_{11} = \alpha_{41} = \alpha_{31}$ بررسی می‌شود. نتایج این آزمونها در جدول ۷ آورده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون علیت

فرض صفر	کوتاه مدت		بلند مدت	
	آماره	نتیجه	آماره	نتیجه
$H_0 : \Delta C \longrightarrow E$	۵/۱۶	قبول می‌شود	۰/۱۸۴	رد می‌شود
$H_0 : \Delta E \longrightarrow C$	۵/۵۲	قبول می‌شود	۰/۱۵۴	رد می‌شود
$H_0 : \Delta C \longrightarrow G,G^2$	۲/۹۹	رد می‌شود	۳۳/۴۴	قبول می‌شود
$H_0 : \Delta G,G^2 \longrightarrow C$	۷/۱۹	قبول می‌شود	۰/۱۵۴	رد می‌شود
$H_0 : \Delta E \longrightarrow G,G^2$	۳/۴۲	رد می‌شود	۳۳/۴۴	قبول می‌شود
$H_0 : \Delta G,G^2 \longrightarrow E$	۶/۸۶	قبول می‌شود	۰/۱۸۴	رد می‌شود

منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

همانگونه که در جدول بالا مشخص است در کوتاه‌مدت یک رابطه علیت دو طرفه بین انتشار دی اکسیدکربن و مصرف انرژی وجود دارد اما تنها یک رابطه یک طرفه از تولیدناخالص داخلی به انتشار دی اکسیدکربن و مصرف انرژی برقرار می‌باشد. این بدان معنی است که در بازه زمانی کوتاه‌مدت, افزایش مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی, باعث انتشار بیشتر دی اکسید کربن می‌شود. در بلندمدت هم دو رابطه علیت یک طرفه یکی از انتشار دی اکسیدکربن به تولید ناخالص داخلی و دیگری از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. لذا در بلندمدت رابطه‌ی علیتی از تولید ناخالص ملی به انتشار دی اکسید کربن برقرار نمی‌باشد و در نتیجه می‌توان بیان کرد در بازه زمانی مود بررسی, تولید ناخالص داخل تأثیری بر میزان انتشار دی اکسید کربن در ایران نداشته و تنها مصرف انرژی عامل تولید ناخالص داخلی بوده است.

۵-٦. تجزیه واریانس

در بخش قبلی تنها جهت رابطه علیت بین متغیرها مشخص شد و اطلاعاتی در مورد خواص پویایی و میزان تأثیر هر متغیر در رابطه علیت بدست نیامد. لیکن با استفاده از روش تجزیه واریانس (VDCs)[1] می‌توان قدرت نسبی رابطه علیت را بررسی و درجه برون‌زای متغیرها را محاسبه نمود. با استفاده از این روش, سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مدل، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیره کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌گردد. بدین ترتیب سهم هر متغیر بر روی تغییرات متغیرهای دیگر الگو در طول زمان اندازه‌گیری می‌شود. جدول ۸ نتایج تجزیه واریانس برای یک دوره زمانی ده ساله نشان داده شده است. طبق نتایج بدست آمده، انتشار دی‌اکسیدکربن در توجیه بی‌ثباتی خود بیشترین مقدار را در طول زمان داردکه با گذشت زمان از میزان آن کاسته شده و به تدریج برنقش سایر متغیرها افزوده می‌شود بطوری که در دوره دهم سهم انتشار دی اکسید کربن به ۷۶ درصد می‌رسد. بنابراین در دوره‌های اولیه اعمال یک شوک, سهم بی‌ثباتی متغیرهای توضیحی بر انتشار دی اکسیدکربن کم بوده و عامل اصلی نوسانات بوجود آمده، خود انتشار دی اکسید کربن است لیکن به تدریج نقش سایر متغیرهای مدل افزایش یافته به گونه‌ای که سهم مصرف انرژی در پایان دوره ۱۰ ساله به ۲۱ درصد می‌رسد.

جدول ۸. تجزیه واریانس

دوره	انحراف معیار	دی اکسید کربن	تولید ناخالص داخلی	مصرف انرژی
۱	۰/۰۵	۱۰۰	۰۰	۰۰
۲	۰/۰۸	۹۱/۹۳	۱/۷۵	۵/۷۰
۳	۰/۱۳	۸۹/۴۰	۳/۲۰	۶/۶۵
۴	۰/۱۲	۸۷/۷۵	۳/۲۵	۸/۵۱
۵	۰/۱۷	۸۵/۶۵	۲/۷۹	۱۱/۱۹
۶	۰/۱۹	۲۲۸۳	۲/۳۱	۱۴/۱۶
۷	۰/۱۹	۸۱/۰۳	۱/۶۹	۱۶/۷۷
۸	۰/۲۱	۷۹/۱۵	۱/۷۱	۱۸/۸۸
۹	۰/۲۲	۷۷/۶۶	۱/۵۷	۲۰/۴۴
۱۰	۰/۲۱	۷۶/۳۶	۱/۳۹	۲۱/۶۲

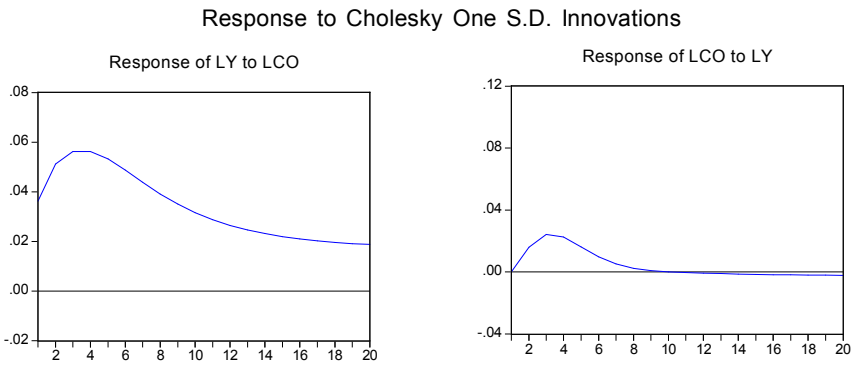
منبع: خروجی نرم افزار و یافته‌های تحقیق

1.Variance Decomposition

۵-۷. جهت و پایداری اثر متغیرها

برای بررسی جهت و پایداری اثر هر یک از متغیرهای توضیحی از توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) استفاده می‌شود. در واقع IRFs رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام بروز یک واحد ضربه یا تکانه بر هر یک از متغیرها در یک افق زمانی دلخواه نشان می‌دهد. در نمودارهای ۱ واکنش الگو به اندازه یک واحد تغییر در انحراف معیار تولید ناخالص داخلی بر متغیر انتشار دی اکسیدکربن در یک دوره زمانی ۲۰ ساله نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود یک شوک در تولید ناخالص داخلی،باعث افزایش انتشار دی اکسید کربن تا دوره سوم شده و پس از آن اثر شوک به تدریج مضمحل تا اینکه در بلندمدت و پس از سال ششم اثر آن از میان رفته و در امتداد خط افقی پایدار می‌گردد. اثر متقابل شوک در انتشار دی اکسیدکربن بر تولید ناخالص داخلی تا ۳ دوره افزایش یافته و پس از آن کاهش و در بلندمدت از میان می‌رود.

نمودار ۱. تابع واکنش به شوک



منبع: خروجی نرم افزار

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله نقش و تأثیر عوامل موثر بر انتشار دی اکسیدکربن در ایران مورد بررسی قرار گرفت. طبق ضرایب بدست آمده, دو متغیر مصرف انرژی و تولیدناخالص داخلی تأثیر معنی‌دار و مثبتی بر انتشار دی اکسیدکربن داشته لیکن اثرات آنها متفاوت می‌باشد به نحوی که نسبت به متغیر تولید ناخالص داخلی بی‌کشش و نسبت به مصرف انرژی کشش واحد دارد. همچین بررسی رابطه علیت

بین متغیرهای مدل نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت یک رابطه علیت دو طرفه بین انتشار دی اکسیدکربن و مصرف انرژی و یک رابطه یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به انتشار دی اکسیدکربن و مصرف انرژی و در بلندمدت هم دو رابطه علیت یک طرفه یکی از انتشار دی اکسیدکربن به تولید ناخالص داخلی و دیگری از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. لذا در کوتاه مدت مصرف انرژی عامل انتشار دی اکسید کربن است اما رابطه‌ای مبنی بر تأثیر تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی اکسید کربن وجود ندارد در حالی که در بلندمدت تأثیر هیچکدام از این دو متغیر بر انتشار دی اکسید کربن مورد تأیید قرار نگرفت. نتایج آزمون تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی نقش اندک و جزئی در انتشار دی اکسیدکربن داشته و تأثیر مصرف انرژی بیشتر است. با توجه به این یافته‌ها استنباط می‌شود مصرف انرژی, مهمترین و بیشترین تأثیر را بر انتشار دی اکسید کربن داشته و تولیدناخالص داخلی به نسبت نقش کمتری در این راستا دارد. از این رو به منظور کنترل انتشار دی اکسید کربن باید توجه خاصی به میزان و نوع حاملهای انرژی مصرفی شود و با بهبود کارایی انرژی در بخشهای مختلف و همچنین با جایگزینی انرژی‌های پاک به جای سوختهای فسیلی, در جهت کاهش و تقلیل میزان انتشار دی اکسید کربن تلاش کرد.

منابع

الف- فارسی

برقی اسکویی، محمد مهدی. (۱۳۸۷). «آثار آزادسازی تجری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی اکسیدکربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس». *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۸۲

بهبودی، داود و همکاران. (۱۳۸۹). «عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر انتشار دی اکسیدکربن در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)». *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۹۰

پرمن و یوما. (۱۳۸۲). *اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی*، ترجمه حمیدر رضا ارباب. انتشارات نشر نی.

ترنر و پیرس. (۱۳۷۴). *اقتصاد محیط زیست*. ترجمه سیاوش دهقانیان، عوض کوچکیو علی کلاهی اهری. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.

شرزه‌ای، غلامعلی و حقانی، مجید (۱۳۸۸). «بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد داخلی با تأکید بر نقش مصرف انرژی». *تحقیقات اقتصادی*. شماره ۶۸. پاییز.

صالح، ایرج و دیگران (تابستان ۱۳۸۸). «بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران: مطالعه موردی گاز دی‌اکسیدکربن». *اقتصاد کشاورزی و توسعه*. شماره ۶۶.

فطرس، محمدحسن و نسرین دوست، میثم. (۱۳۸۸). «بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹». *فصلنامه اقتصاد انرژی*. شماره ۲۱.

کازرونی، علیرضا و فشاری، مجید. (۱۳۸۹). «تأثیر صادرات صنعتی بر زیست محیط ایران (۱۳۸۵-۱۳۵۲)». *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. شماره ۵۵.

ملکی، رضا. (۱۳۸۱). «بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص در ایران». *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۸۹.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۷). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*. موسسه خدمات فرهنگی رسا.

ب- انگلیسی

Abdul Jalil and Syed.Mahmud. (2009). "Environment Kuznets curve for CO2 Emissions: A Cointegration analysis for China". *Energy Policy*. 37 .5167–5172.

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

Cole, M. A., Rayner, A. J., Bates, J. M., (1997). "The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis". *Environment and Development Economics*, 2 (4), 401-416.

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.

Harry, Bloch and Salim, Ruhul, (2012). "Coal Consumption, CO2 Emission and Economic Growth in China: Empirical Evidence and Policy Responses". *Energy Economics*.Vol 34 (2012).

Heerink, N., Mulatu, A., Bullet, (2001). "Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves". *Ecological Economics* 38 (3), 359-367.

Holtz-Eakin, D. and Selden, T.M. (1995). "Stroking the fires; CO2 Emissions and Economic Growth". *Journal of Public Economics* 57, 85-101.

IEA - International Energy Agency (2013). CO2 Emissions from Fuel Combustion.

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

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

Kumar, Aviral, (2011). "Energy Consumption, CO2 Emission and Economic Growth: A Revisit of the Evidence India". *Applied Econometrics and International Development* Vol. 11-2 (2011)

Lantz, V., Feng, Q., (2006). "Assessing Income, Population, and Technology Impacts on CO2 Emissions in Canada: where's the EKC?" *Ecological Economics* 57,229-238.

Lindmark, M., (2002). "An EKC-pattern in Historical Perspective: Carbon Dioxide Emissions, Technology, Fuel Prices and Growth in Sweden 1870– 1997". *Ecological Economics* 42, 333–347.

Saboori,B & Soymani,A (2011). "CO2 Emission, Economic Growth and Energy Consumption in Iran". *International Journal of Environmental Sciences*. Vol 2,No 1,2011.

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

Stern, D.I. (1993). "Energy and Economic Growth in the USA: A multivariate Approach". *Energy Economics*. Vol 15. PP:15-37.

Tucker, M., (1995). "Carbon Dioxide Emissions and Global GDP". *Ecological Economics*, 15 (3), 215-223.