بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد و شهرنشینی با تخریب محیط زیست در ایران

سامان ضیایی[۱]، محمود احمدپور برازجانی[۲]، محمد جواد مهدی‌زاده راینی[۳*]

۱- دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

۳*- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه زابل

* ایمیل نویسنده مسئول: Javadmehdizadeh55@gmail.com

تاریخ دریافت : ۹۸/۱۱/۰۳ تاریخ پذیرش : ۹۸/۱۱/۱۰

چکیده

انتشار گازهای گلخانه ای از عوامل اصلی تغییر اقلیم محسوب می‌شوند. بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای گلخانه‌ای و آثار محیط زیستی آن، بویژه در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه‌ای با روند صعودی در حال افزایش است، اهمیت فراوانی دارد. هدف از انجام این پژوهش بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، باز بودن اقتصاد و شهرنشینی با تخریب محیط زیست (انتشار دی اکسید کربن) در ایران با استفاده از داده-های فصلی در طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۰ می‌باشد. جهت بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای پژوهش از الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و روش تصحیح خطا (ECM) استفاده گردید. نتایج نشان داد که تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند، و متغیرهای مصرف انرژی، درجه باز بودن اقتصاد، نرخ شهرنشینی رابطه مثبت با انتشار دی اکسید کربن در بلندمدت دارد. و متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و توسعه مالی رابطه منفی با انتشار دی اکسید کربن در بلندمدت دارد. با توجه به نتایج تحقیق حاضر پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری جایگزینی انرژی مانند توسعه استراتژی‌های حفظ انرژی، کاهش شدت انرژی، افزایش راندمان انرژی و افزایش استفاده از منابع انرژی پاک را مورد بررسی قرار دهند.

کلمات کلیدی

"منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)"، "الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)"، "ایران".

Investigating the relationship between real GDP, energy consumption, financial development, degree of openness of economy and urbanization with environmental degradation in Iran

Saman Ziaee[1], Mahmoud Ahmadpour Borazjani[2], Mohammad Javad Mehdizadeh Rayeni[3*]

3*- Ph.D student in Agricultural Economics, Zabol University

*Email Address:Javadmehdizadeh55@gmail.com

Abstract

Greenhouse gas emissions are a major contributor to climate change. It is important to examine the economic aspects of greenhouse gas emissions and its environmental impacts, especially in the current context of increasing volumes of greenhouse gases..The purpose of this study was to investigate the relationship between CO2 emissions, real GDP, energy consumption, financial development, economic openness and urbanization in Iran using seasonal data during the period 1991-2019. To investigate the long-run and short-run relationship between the research variables, ARDL and ECM methods were used. The results showed that all coefficients are significant at 95% confidence level, and the variables of energy consumption, degree of openness of economy, urbanization rate have a positive relationship with CO2 emission in the long run. And the variables of real GDP and financial development have a negative relationship with CO2 emissions in the long run. Based on the results of the present study, it is suggested to consider alternative energy policies such as developing energy conservation strategies, reducing energy intensity, increasing energy efficiency and increasing the use of clean energy sources.

Keywords

“Kuznets Environmental Curve (EKC)”, “ARDL Model”, “Iran”.

۱- مقدمه

در دهه‌های اخیر، آلودگی به یکی از چالش‌های اصلی مدیریتی کشورها تبدیل شده است؛ به طوری که کشورها علاوه بر سیاست‌ها و اقدامات درون مرزهای خود، ساماندهی آلودگی را در حوزه بین‌المللی نیز دنبال می‌کنند. از میان مصادیق آلودگی، آلودگی‌های ناشی از گازهای گلخانه‌ای یکی از تهدیدهای جدی پیش روی بسیاری از کشورها می‌باشد. که با توجه به ماهیت آن شیوع بیشتری داشته و در اکثر مناطق جهان محسوس است (شجری و همکاران، ۱۳۹۲). بر اساس گزارش هیئت میان دولتی تغییر اقلیم (IPCC)[1] در سال ۲۰۱۴، دی اکسید کربن ۷۶ درصد کل گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص داده است. بر این اساس می‌توان عنوان کرد که کاهش انتشار دی اکسید کربن نقش مهمی در محافظت از محیط زیست و توسعه پایدار دارد (Omri, 2013). با توجه به این مهم در بسیاری از مطالعات داخلی و خارجی به شناسایی عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی اکسید کربن پرداخته‌اند به طوری که با شناسایی این عوامل بتوان اقدامات لازم برای دستیابی به توسعه پایدار را فراهم کرد. به طور کلی، شکل اصلی فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) هیچ اشاره صریح به رابطه احتمالی بین سطح تخریب محیط زیست و توزیع درآمد ندارد. اولین دیدگاه پیشنهادی توسط دیندا و کوندو (Dinda & Coondoo, 2008) نشان داد که رابطه خسارت زیست محیطی و درآمد ممکن است به عنوان یک فرم تابع درجه دوم بر اساس منحنی انگل برای خسارت‌های زیست محیطی مشاهده شود. اگرچه در دهه گذشته مساله مطالعات فرضیه زیست محیطی کوزنتس (EKC) وجود داشته است، اما هنوز هم تحقیقات زیادی لازم است که در زمینه اثر متغیر حذف شده در رابطه بین تولید گازهای گلخانه‌ای و درآمد کشف شود (Coondoo, & Dinda 2008). در این سطح، برخی از مطالعات مانند آخمات و همکاران (Akhmat et al., 2014) ثابت کرد که آلاینده‌های محیط زیست به طور قابل توجهی با مصرف انرژی ارتباط دارند، و برخی دیگر به عنوان مثال، آپرگیس و پاین (Apergis & Payne, 2009)، آروری و همکاران (Arouri et al., 2012)، لیان و اسمیت (Lean & Smyth, 2010) میزان مصرف انرژی را در رابطه بین انتشار دی اکسید کربن و درآمد به عنوان یک متغیر وارد کرده اند تا اثر متغیر حذف شده در برخی مطالعات از بین رود. این مدل با توجه به بهبود نتایج نظری و تجربی هنگامی که متغیر مصرف انرژی به مقادیر انتشار آلودگی و درآمد وارد می‌شود، مناسب تلقی شده است. علاوه بر این، آنتویلر و همکاران (Antweiler et al., 2001) و کول و الیوت (Cole & Elliott, 2003) و آنگ (Ang, 2009) در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که می‌توان تأثیر زیست محیطی تجارت (آزادسازی تجارت) را به سه اثر تقسیم کرد: ۱- مقیاس (اندازه اقتصاد)، ۲- تکنیک (روش‌های تولید)، و ۳- ترکیب (تخصیص منابع). بنابراین، تأثیر هر یک بر محیط زیست ممکن است تغییر قابل توجهی ایجاد کند و همچنین ممکن است بر اقتصاد (های) کشور منتخب (های) تأثیر بگذارد. با توجه به این روش، جیانتکوماران و همکاران (Jayanthakumaran et al., 2012) و فرهانی و همکاران (Farhani, 2014) به منظور کاهش مشکلات ناشی از تاثیر متغیر حذف شده، متغیر تجارت را در مدل نهایی خود وارد کردند. حسین (Hossain, 2011)، شرما (Sharma, 2011) و فرهانی و همکاران (Farhani et al., 2013) بر اهمیت شهرنشینی در تعیین سطح تولید گازهای گلخانه‌ای نیز تأکید کرده‌اند. به عنوان مثال، آن‌ها پیشنهاد کردند که انتشار دی اکسید کربن به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شود و این متغیر باید توسط متغیرهای درآمد، مصرف انرژی، تجارت و شهرسازی توضیح داده شود. از طرف دیگر، مطالعات اخیر توسعه مالی را به عنوان یک عامل مهم درگیر کرده است که ممکن است به میزان قابل توجهی انتشار گازهای گلخانه‌ای را تحت تأثیر قرار دهد (Tamazian et al., 2009؛ Sadorsky, 2010؛ Tamazian & Rao, 2010؛ Zhang, 2011؛ Ozturk and Acaravci, 2013؛ Shahbaz et al., 2013). ترابلسی و بولیلا (Trabelsi & Boulila, 2004) نتیجه گرفتند که توسعه مالی رابطه معنی‌دار با رشد اقتصادی دارد. از آنجا که تنها تعداد محدودی از شواهد تجربی برای تاثیر توسعه مالی بر تخریب محیط زیست وجود دارد، این پژوهش با در نظر گرفتن ادبیات موجود به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، باز بودن تجارت و شهرنشینی با انتشار دی اکسید کربن به عنوان شاخص تخریب محیط زیست در ایران در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداخته است.

۲- مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

مبانی نظری به سه قسمت به شرح زیر قابل تقسیم است: اول، اشاره می‌شود که بهبود رابطه انتشار- تولید ناخالص داخلی (یا درآمد) با استفاده از انرژی تعیین می‌شود، جایی که تمام مقادیر انرژی استفاده شده برای مصرف ممکن است سطح درآمد را بهبود بخشد. درآمد و همچنین نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی را مدیریت کند (Ang, 2007). دوم، نشان می‌دهیم که آسیب‌های زیست محیطی ممکن است تحت تأثیر الگوی مرتبط با مصرف انرژی و باز بودن تجارت باشد (Dinda & Coondoo, 2008؛Liu, 2013). سوم، اینکه گنجاندن شهرنشینی در رابطه‌ای که مربوط به انتشار CO2، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و تجارت است، می‌تواند نتایج جالبی را به همراه آورد (Hossain, 2011؛ Sharma, 2011؛ Farhani et al., 2013).

[1] Intergovernmental Panel on Climate Change

• انتشار CO2، تولید ناخالص داخلی و انرژی

آلودگی به مقدار انرژی مصرفی کاملاً مرتبط است، مصرف انرژی بیشتر باعث تولید بیشتر و توسعه اقتصادی می‌شود، ولی به قیمت انتشار گازهای آلاینده بیشتر (Lean & Smyth, 2010؛ Ozturk & Acaravci, 2013). انگ (Ang, 2007) روابط علّی بین تولید گازهای گلخانه‌ای، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی برای فرانسه در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ را مورد بررسی قرار داد. نتایج تجربی شواهدی برای رابطه طولانی مدت بین این متغیرها ارائه کرد. از نظر علیت، یافته‌ها حاکی از آن بود که تولید ناخالص داخلی در طولانی مدت باعث استفاده از انرژی و هم باعث تولید گازهای گلخانه‌ای می‌شود، در حالی که یک علیت یک طرفه که از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی منجر می‌شود در کوتاه مدت شناسایی می‌شود. اوزتورک و آکارواچی (Ozturk & Acaravci, 2010) رابطه علی بین انتشار CO2، تولید ناخالص داخلی واقعی و مصرف انرژی را برای کشورهای منتخب اروپایی در دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل با استفاده از رویکرد ARDL شواهدی از وجود رابطه طولانی مدت بین متغیرهای تحقیق برای دانمارک، آلمان، یونان، ایسلند، ایتالیا، پرتغال و سوئیس دارد. به طور دقیق‌تر، نتایج بیانگر رابطه بلندمدت از میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای با توجه به مصرف انرژی فقط برای دانمارک، آلمان، یونان، ایتالیا و پرتغال وجود دارد. علاوه بر این، نتایج حاکی از آن بود که تولید ناخالص داخلی واقعی و انتشار کربن رابطه منفی دارند. این بدان معنی است که یافته‌ها موید فرضیه EKC فقط برای دانمارک و ایتالیا است. در همین راستا، لیان و اسمیت (Lean & Smyth, 2010) رابطه علّی بین انتشار CO2، تولید ناخالص داخلی واقعی و مصرف برق را برای پنج کشور آسه آن در دوره زمانی ۲۰۰۶-۲۰۰۶ بررسی کردند. این یافته‌ها برآورد رابطه بلند مدت مثبت قابل توجهی از میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را در رابطه با مصرف برق به دست می‌آورد و اعتبار فرضیه EKC را نیز تایید می‌کند. از نظر علیت، یافته‌ها حاکی از آن است که یک علیت یک طرفه وجود دارد که از میزان تولید گازهای گلخانه‌ای و مصرف برق به تولید ناخالص داخلی واقعی در درازمدت منتهی می‌شود و همچنین یک علیت یک طرفه را پیشنهاد می‌کند که در کوتاه‌مدت از تولید گازهای گلخانه‌ای گرفته تا مصرف برق جریان دارد. با گسترش مطالعات لیو (Liu, 2005)، آنگ (Ang, 2007)، پاین (Payne, 2010) و آروری و همکاران (Arouri et al., 2012) به تازگی روش‌های تلفیق را برای بررسی علّی پیشنهاد کرده‌اند. آن‌ها به بررسی رابطه بین انتشار CO2، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی برای ۱۲ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) طی دوره زمانی ۱۹۸۱-۲۰۰۵ پرداختند. یافته‌های آنان نتایج لین و اسمیت (Lean & Smyth, 2010) را از نظر برآورد کشش بلند مدت تولید گازهای گلخانه‌ای با توجه به مصرف برق و اعتبار فرضیه EKC تایید می‌کند.

• انتشار CO2، تولید ناخالص داخلی، انرژی و تجارت

آنگ (Ang, 2009) تخمین عملکرد آلودگی چین را با استفاده از انتشار CO2 به عنوان متغیر درون‌زا، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و باز بودن تجارت (به عنوان متغیر برونزا) طی دوره سالانه ۲۰۰۳-۲۰۰۶ مورد بررسی قرار داد. یافته‌ها حاکی از آن است که مصرف انرژی بیشتر، تولید ناخالص داخلی و باز بودن تجارت منجر به انتشار بیشتر CO2 می‌شود. به همین روش، هالیسیوگلو (۲۰۰۹) روابط علی و معلولی پویا بین انتشار CO2 ، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و تجارت خارجی در ترکیه را در دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۵ انجام داده است. یافته‌های وی با استفاده از به‌کارگیری رویکرد ARDL حاکی از آن است که رابطه بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، تجارت خارجی و میزان انتشار CO2 و همچنین رابطه علیت یک طرفه از انتشار CO2، مصرف انرژی و تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. نتایج علیت گرنجر نشان می‌دهد که انتشار CO2 به خوبی توسط تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و تجارت خارجی توضیح داده می‌شود و توجه بیشتری به نقش حیاتی تولید ناخالص داخلی در کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای شده است. نتایج محمود و جلیل (Mahmud & Jalil, 2009) با استفاده از یک رابطه درجه دوم بین تولید ناخالص داخلی و انتشار CO2، حاکی از تایید فرضیه EKCدارد. این یافته‌ها همچنین حاکی از آن است که انتشار CO2 را می‌توان با تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی تعیین کرد، در حالی که تجارت تأثیر ناچیزی در انتشار CO2 در طولانی مدت دارد. از نظر علیت، نتایج آزمایش علیت گرنجر، یک رابطه علّی را نشان می‌دهد که از تولید ناخالص داخلی تا انتشار دی اکسید کربن جریان دارد. جیانتکوماران و همکاران (Jayanthakumaran et al., 2012) روابط بلندمدت و کوتاه مدت بین انتشار CO2، رشد، استفاده از انرژی، تجارت، و ایجاد ساختاری بطور درون‌زا تعیین شده برای هر دو کشور چین و هند را برای دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۷ آزمون کرده است. با استفاده از رویکرد ARDL یافته‌ها حاکی از آن است که انتشارCO2 در چین توسط تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی و تغییرات ساختاری تعیین می‌شود، در حالی که هیچ رابطه علت و معلولی برای هندوستان تشخیص داده نمی‌شود زیرا ۱- اقتصاد غیر رسمی هند بسیار بزرگ‌تر از چین است و ۲- هند تعداد زیادی از شرکت‌های خرد را حمایت می‌کند که برای دستیابی به بازارهای بین‌المللی به اندازه کافی رقابت ندارند. فرهانی و همکاران (Farhani, 2014) این ادبیات را با بررسی رابطه پویا بین انتشار دی اکسید کربن، تولید (تولید ناخالص داخلی)، مصرف انرژی و تجارت با استفاده از روش ARDL برای تونس در طی دوره ۱۹۷۱-۱۹۸۱ انجام داده‌اند. نتایج تجربی وجود دو رابطه بلند مدت علی را بین متغیرها نشان می‌دهد. در کوتاه مدت، آن‌ها وجود سه رابطه علیت گرانجر یک طرفه را اثبات می‌کنند که از تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی واقعی و مصرف انرژی به سمت انتشار CO2 است.

• تولید گازهای گلخانه‌ای، تولید ناخالص داخلی، انرژی، تجارت و شهرنشینی

براساس مطالعات مارتینز- زارزوزو و ماروتی (Martínez-Zarzoso & Maruotti, 2011)، گنجاندن شهرنشینی در عملکرد محیط زیست، بحث و گفتگو جدی را برای بحث، خصوصاً از نظر توسعه محیط زیست و منطقه‌ای، مطرح می‌کند. با این وجود، تنها دو اثر وجود دارد (Hossain, 2011؛ Sharma, 2011؛ Farhani et al., 2013) که اهمیت گنجاندن شهرنشینی در رابطه بین انتشار CO2، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت را اثبات کرده‌اند. حسین (Hossain, 2011) روابط علی پویا بین این متغیرها را برای کشورهای تازه صنعتی (NIC) در دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۷ بررسی کرده است. با استفاده از داده‌های سری زمانی، یافته‌ها حاکی از وجود ضرایب مهم انتشار CO2 با توجه به مصرف انرژی در بلند مدت و کوتاه مدت است. از نظر علیت، نتایج یافته حاکی از چندین رابطه علّی کوتاه مدت یک طرفه است که از تولید ناخالص داخلی و باز بودن تجارت به انتشار CO2، از تولید ناخالص داخلی تا مصرف انرژی، از باز بودن تجارت به تولید ناخالص داخلی، از شهرنشینی به تولید ناخالص داخلی و از باز بودن تجارت به شهرنشینی نشان می‌دهد. شرما (Sharma, 2011) تعیین کننده میزان انتشار CO2 برای یک صفحه جهانی متشکل از ۶۹ کشور با استفاده از یک مدل داده پانل پویا در دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۰۵ بررسی کرده است. یافته‌ها حاکی از آن است که باز بودن تجارت، تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف انرژی تأثیرات مثبتی بر انتشار CO2 دارد. به نظر می‌رسد که شهرنشینی تأثیر منفی بر انتشار CO2 دارد. به گفته فرهانی و همکاران (Farhani et al., 2013) کار آن‌ها برای ترکیب دو رویکرد استفاده می‌شود: (۱) رویکرد هالیسیگلو (Halicioglu, 2009)، جلیل و محمود (Jalil & Mahmud, 2009) و جیانتکوماران و همکاران (Jayanthakumaran & et al., 2012) که شامل معرفی مصرف انرژی و تجارت در عملکرد محیطی (انتشار CO2 به عنوان متغیر درون زا) و دوم رویکرد حسین (Hossain, 2011) است که در مورد نقش شهرنشینی به عنوان روشی برای حل مشکل متغیر حذف شده بحث می‌کند. مطالعه فرهانی و همکاران (Farhani, 2013) دو دوره برای ۱۱ کشور MENA در طول دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۹ موازی است. نتایج تجربی اعتبار فرضیه EKC را تایید کرده و با ذکر توجه بیشتر به نقش گنجاندن شهرنشینی در عملکرد محیطی، تأثیر معنی داری از متغیرها بر انتشار CO2 را نشان می‌دهد.

• تولید گازهای گلخانه‌ای، تولید ناخالص داخلی، انرژی، توسعه اقتصادی، تجارت و شهرسازی

ضریب توسعه مالی از طریق مطالعات جلیل و فریدون (Jalil and Feridun, 2011)، اوزتورک و آکارواچی (Ozturk & Acaravci, 2013) و شهباز (Shahbaz, 2013) در عملکرد محیط زیست گنجانده شده است. مطالعه جلیل و فریدون (Jalil & Feridun, 2011) در مورد تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، باز بودن تجارت و توسعه اقتصادی بر انتشار کربن در چین از سال ۱۹۵۳ تا ۲۰۰۶ مورد مطالعه قرار گرفته است. با استفاده از یک روش ARDL، یافته‌ها نشان داد که توسعه مالی تأثیر معنی‌داری بر انتشار کربن در طولانی مدت ندارد، در حالی که رشد اقتصادی، مصرف انرژی و باز بودن تجارت تأثیر قابل توجهی در انتشار کربن نشان می‌دهد. علاوه بر این، یافته‌های آن‌ها فرضیه EKC را تأیید کرد. به تازگی، اوزتورک و آکارواچی (Ozturk & Acaravci, 2013) رابطه علی بین انتشار کربن، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، باز بودن تجارت و توسعه مالی در ترکیه را برای دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۷ بررسی کرده‌اند. نتایج رابطه بلندمدت را نشان می‌دهد که افزایش باز بودن تجارت منجر به افزایش انتشار کربن می‌شود، در حالی که توسعه اقتصادی تأثیر معنی‌داری بر انتشار کربن در درازمدت نداشته است. این یافته همچنین از تایید فرضیه EKC حکایت دارد. سرانجام، ما به مطالعه شهباز (Shahbaz, 2013) اشاره می‌کنیم. این مطالعه رابطه بین بی‌ثباتی مالی و تخریب محیط زیست با حضور تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و باز بودن تجارت در پاکستان در دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۱ را بررسی کرده است. با استفاده از روش ARDL و ECM برای بررسی پویایی‌های بلند مدت و کوتاه مدت، به ترتیب، یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین متغیرها قابل شناسایی است و همچنین عدم ثبات مالی ممکن است باعث کاهش تخریب محیط زیست شود. بنابراین این مقاله را به کمک ادبیات موجود به بررسی رابطه بین انتشار گاز CO2، تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، باز بودن تجارت و شهرنشینی در ایران در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداخته است. وجه تمایز این مطالعه با سایر مطالعات این است که در این مطالعه به بررسی رابطه بین انتشار گاز CO2، تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، باز بودن تجارت و شهرنشینی در ایران پرداخته شده که تاکنون مطالعه‌ای در این خصوص صورت نپذیرفته است.

۳- روش انجام تحقیق

هدف از انجام این تحقیق بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد و شهرنشینی و تخریب محیط زیست (انتشار دی اکسید کربن) در ایران است. بنابراین در این پژوهش از روش الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده یا ARDL استفاده می‌شود. این روش یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه ایستای بلندمدت است که برآوردهای به نسبت بدون تورش از ضرایب بلند مدت به دست می‌دهد. برخلاف سایر تکنیک‌های رایج در روش تحلیل هم انباشتگی، همانند روش انگل و گرنجر (Engle and Granger, 1987)، در این مدل از ابتدا نیازی به آگاهی از درجه انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه نیست. ضمن این که روش ARDL قادر به برآورد هم زمان ضرایب بلند مدت و کوتاه مدت و تعیین جهت علیت بین متغیرهای الگوست. بکارگیری تکنیک‌های سنجی، مبتنی بر فرض ساکن‌پذیری متغیرهای سری زمانی است. بر اساس این فرض

میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و مستقل از زمان بوده و کوواریانس بین هر دو متغیر از سری زمانی نیز تابع از زمان نمی‌باشد. اکثر بررسی‌های انجام گرفته موید این مطلب است که در بسیاری از موارد متغیرهای سری‌های زمانی وابسته به زمان بوده و غیر ساکن می‌باشند، لذا آماره‌ها t و f حاصله گمراه کننده بوده و در حالت کلی نتایج بدست آمده از رگرسیون نادرست و غیر قابل اطمینان می‌باشند. در چنین شرایطی بایستی از روش جدید هم جمعی به منظور آزمون وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها و تخمین پارامترهای مربوطه استفاده نمود. یک راه متداول و ساده برای تبدیل یک سری غیر ساکن به ساکن به دست آوردن تفاضل اول ارقام سری غیر ساکن می‌باشد. معمولا تفاضل‌گیری اول، یک یا چند بار، یک سری غیر ساکن را به ساکن تبدیل می‌نماید. به یک سری غیر ساکن که با d بار تفاضل‌گیری اول به یک سری ساکن تبدیل شود هم جمع از درجه d گفته می‌شود و به I(d) نمایش داده می‌شود. دو آزمون دیکی فولر (DF) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) از رایج ترین آزمون‌های تعیین درجه همگرایی سری های غیر ساکن می‌باشند. برای آزمون ساکن پذیری سری‌های مورد مطالعه از آماره، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. یک الگو ARDL $(p,q_1, q_2, \ldots, q_k)$ در شکل ساده به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K}\beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta W_t + \mu_t \qquad (۱)$$

که در آن α_0 مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است. W_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر عرض از مبدا، متغیر روند، متغیر مجازی و یا متغیر های برون زا با وقفه های ثابت است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیرهای مستقلند یعنی X_{it} است. همچنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L,P) = 1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2 -\ldots--\alpha_p L^p$$
$$\beta_i(L,q_i) = 1-\beta_{i1}L-\beta_{i2}L^2-\ldots--\beta_{iq}L^q \; i=1,2,\ldots,k \qquad (۲)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک، شوارتزبیزین و حنان کوئین تعیین کرد. در بلند مدت $Y_t = Y_{t-1} = \ldots = Y_{t-p}$ و $X_{it} = X_{it-1} = \ldots = X_{it-q}$ است، که Y_{t-p} بیانگر وقفه Pام از متغیر Y است و X_{it-q} بیانگر وقفهq ام از متغیر X، iام است. بدین ترتیب معادله بلند مدت برای الگوی ARDL به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{K}\theta_i X_i + \gamma W_t + V_t \qquad (۳)$$

که در این رابطه:

$$\alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,P)}$$
$$\gamma = \frac{\delta}{\alpha(1,P)}$$
$$\theta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,P)} = \frac{\sum_{j=1}^{q}\beta_{ij}}{\alpha(1,p)} \qquad (۴)$$
$$V_t = \frac{\mu_t}{\alpha(1,P)}$$

نرم افزار Eviews مدل فوق را بر اساس OLS و به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می کند. حداکثر تعداد وقفه‌ها (m) توسط محقق تعیین شده و k بیانگر متغیرهای توضیحی در مدل می‌باشد که بر اساس یکی از ضوابط آکائیک یا شوارتزبیزین یکی از رگرسیون‌های فوق انتخاب می‌شود. چنانچه مجموعه ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیرهای وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت. بنابراین برای آزمون هم جمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد.

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p}\alpha_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 : \sum_{i=1}^{p}\alpha_i - 1 < 0 \qquad (۵)$$

آماره مورد نظر برای آزمون فرضیه فوق (به عنوان آماره t) به صورت زیر است:

$$t = \frac{(\sum_{i=1}^{p}\alpha_i) - 1}{\sum_{i=1}^{p}s_i\alpha_i} \qquad (۶)$$

که مقدار آماره فوق با کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شده و اگر مقدار آماره فوق از کمیت بحرانی بیشتر باشد فرضیه H_0 رد شده و در نتیجه این قضیه به اثبات می‌رسد که الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت (رهبر و رباطی، ۱۳۸۹). در صورتی که در مرحله اول روش ARDL، وجود رابطه بلند مدت تایید شود. در مرحله دوم، دو گام دیگر برای تخمین الگوی ARDL طی می‌شود. در اولین گام تعداد وقفه‌های الگوی ARDL، براساس یکی از معیارهای آکائیک، شوارتزبیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود و در گام دوم، الگوی انتخاب شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود.

بنابراین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای توسط تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، تجارت و شهرسازی به وسیله مدل زیر تعیین شده است

$$CO2 = AGDP^{\beta_1}EC^{\beta_2}TO^{\beta_3}URB^{\beta_4} \qquad (۷)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی (ln) از معادله معادله زیر بدست آورده می‌شود:

$$\ln CO2 = \beta_0 + \beta_1.\ln GDP + \beta_2.\ln EC + \beta_3.\ln TO + \beta_4.\ln URB \qquad (۸)$$

پیروی از نظریه های اصلی Koop و Tole (۲۰۰۸)، Tamazian و همکاران (۲۰۰۹)، Tamazian و Rao (۲۰۱۰)، یک ایده تجربی که اخیرا توسط جلیل و فریدون پیشنهاد شده است (۲۰۱۱)، Ozturk و Acaravci (۲۰۱۳)، شهباز (۲۰۱۳) منجر به معرفی توسعه مالی در رویکرد EKC می‌شود. موارد بالا باعث می‌شود تا مدل نهایی را به فرم زیر تنظیم شود:

$$\ln CO2_t = \beta_0 + \beta_1.\ln GDP_t + \beta_2.\ln EC_t + \beta_3.\ln FD_t + \beta_4.\ln TO_t + \beta_5.\ln URB_t + \varepsilon_t \quad (۹)$$

که در آن t، β_0 و ε به ترتیب زمان، اثر کشور ثابت و اصطلاح اختلال تصادفی نویز سفید را نشان می‌دهند. علاوه بر این $\beta 0 = \ln A$ ، β1، β2، β3، β4، β5 به ترتیب، کشش‌های بلندمدت تولید ناخالص داخلی (GDP)، مصرف انرژی (EC)، توسعه مالی (FD)، باز بودن درجه اقتصاد یا تجارت (TO) و شهرنشینی (URB) است. همانطور که برای علامت مورد انتظار در معادله بالا انتظار می‌رود که در صورت صحت فرضیه EKC ضرایب β1 و β2 به ترتیب مثبت و منفی باشند. انتظار می‌رود علامت β3 مثبت باشد زیرا افزایش قابل توجه در مصرف انرژی باعث افزایش فعالیت اقتصادی و تحریک انتشار CO2 می‌شود (Kohler, 2013). انتظار می‌رود علامت β4 مثبت باشد (Ozturk & Acaravci, 2013). و با جزئیات بیشتر در مقاله حاضر بحث خواهد شد. علامت مورد انتظار β5 مخلوط است زیرا بستگی به سطح مرحله توسعه اقتصادی یک کشور دارد (Halicioglu, 2009). برای اکثر کشورهای توسعه یافته، انتظار می‌رود این علامت منفی باشد زیرا این کشورها از استراتژی تولید مقادیر کمی از کالاهای وارداتی آلوده به کشور استفاده می‌کنند، در حالی که استراتژی اساسی شامل واردات این نوع کالاها از سایر کشورها با قوانین محافظت از محیط زیست کمتر محدود است. در مقابل، برای بیشتر کشورهای در حال توسعه، این علامت به این دلیل که آن‌ها تمایل دارند بدون داشتن ابزار یا وسیله‌ای برای حفاظت از محیط زیست تولید کنند، برعکس می‌شود. بنابراین، این امر منجر به ایجاد صنایع کثیف با سهم سنگین آلاینده‌ها می‌شوند (Farhani et al., 2014). این همچنین بدان معنی است که به دلیل تولید آلوده تحت مقررات ضعیف محیطی کشورهای در حال توسعه، سطح بالاتر باز بودن تجارت باعث افزایش آلودگی خواهد شد (Jayanthakumaran et al., 2012). سرانجام، علامت β6 توسط حسین (Hossain, 2011)، شرما (Sharma, 2011) پیشنهاد شده است. که اشاره کرد که کشورهای با درآمد متوسط و نسبتاً متوسط نسبت به کشورهایی با درآمد بالا از نظر شهری کمتر هستند. این بدان معناست که علائم مورد انتظار شهرنشینی بسته به سطح توسعه اقتصادی یک کشور مربوط یا یک رفتار از کشور ترکیب می شود. اساساً، رویکرد ARDL برای ادغام به دو مرحله، برای برآورد رابطه بلند مدت ضروری است. گام اول شامل بررسی رابطه درازمدت در بین کلیه متغیرها در معادله بالا است. بنابراین، مدلARDL ارائه شده به صورت زیر است:

$$\Delta \ln CO2_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_1.\Delta \ln CO2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \delta_2.\Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{k=0}^{r} + \sum_{l=0}^{s} \delta_3.\Delta \ln EC_{t-l} + \sum_{m=0}^{v} \delta_4.\Delta \ln FD_{t-m} + \sum_{n=0}^{w} \delta_5.\Delta \ln URB_{t-0}$$

$$\delta_6.\Delta \ln CO2_{t-1} + \delta_7.\ln GDP_{t-1} + \delta 8.\ln EC_{t-l}$$

$$+ \delta_9.\ln FD_{t-1} + \delta 10.\ln T0_{t-1} + \delta_{11}.\ln URBD_{t-1} + \mu_t \quad (۱۰)$$

جایی که Δ نشان دهنده از دوره اول تفاوت و μ_t جمله اخلال است و فرض بر این است که دارای یک مقدار متوسط صفر بوده و با متغیرهای مستقل در ارتباط نیست. با توجه به آزمون معنی‌داری مشترک که در نظر گرفته فرضیه صفر عدم وجود هم انباشتگی (H_0:βi=0; i=8,…,14) در برابر فرضیه جایگزین (H_1:$\beta_i \neq 0$; ∀ i=8,…,14) باید برای معادله بالا اعلام شود. این مرحله بر اساس انتخاب طول وقفه مناسب و بهینه پیشنهاد شده توسط معیارهای مختلف از جمله معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و معیار اطلاعات شوارتز (SIC)است. مرحله دوم شامل انجام الگوی تصحیح خطا از مدل ARDL انتخاب شده است:

$$\Delta \ln CO2_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_1.\Delta \ln CO2_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \delta_2.\Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{l=0}^{s} \delta_3.\Delta \ln EC_{t-l} + \sum_{m=0}^{v} \delta_4.\Delta \ln FD_{t-m} + \sum_{n=0}^{w} \delta_5.\Delta \ln TO_{t-n} + \sum_{o=0}^{z} \delta_6.\Delta \ln URB_{t-0} + \lambda.ECT_{t-1} + \mu_t \quad (۱۱)$$

که در آن λ پارامتر تصحیح خطا و ECT_{t-1} باقیمانده مانده است که از معادله رابطه بلند مدت تخمین زده می‌شود. معادله شماره ۱۱ به شرح زیراست:

$$ECT_{t-1} = \ln CO2_{t-1} - \hat{\alpha}_1.\ln GDP_{t-1} - \hat{\alpha}_3.\ln EC_{t-1} - \hat{\alpha}_4.\ln FD_{t-1} - \hat{\alpha}_5.\ln TO_{t-1} - \hat{\alpha}_6.\ln URB_{t-1} \quad (۱۲)$$

٤- نتایج

در این قسمت رابطه بین آلودگی هوا، تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی (میزان مصرف نفت خام)، توسعه مالی (نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی)، درجه باز بودن اقتصاد (نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) و شهرنشینی (میزان جمعیت شهری) در ایران بررسی می‌شود. برای این منظور از داده‌های فصلی استفاده شده و متغیرهای موجود در مدل ابتدا از نظر ایستایی بررسی و سپس از روش ARDL برای برآورد معادلات استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۱، نشان از ناایستایی همه متغیرهای مدل در سطح و ایستا بودن آن‌ها با یکبار تفاضل‌گیری دارد.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	سطح				تفاضل مرتبه اول			
	مقدار آماره محاسباتی ADF	مقدار بحرانی ٪۱	مقدار بحرانی ٪۵	مقدار بحرانی ٪۱۰	مقدار آماره محاسباتی ADF	مقدار بحرانی ٪۱	مقدار بحرانی ٪۵	مقدار بحرانی ٪۱۰
لگاریتم انتشار دی اکسید کربن	۰/۳۳	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸	۴/۶۱	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸
لگاریتم مصرف انرژی	۱/۶۳	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸	۱۰/۵۰	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸
لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی	۱/۵۳	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸	۱۰/۳۹	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸
لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد	۰/۷۹	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸	۱۰/۴۱	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸
لگاریتم نرخ شهرنشینی	۲/۹۲	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸	۸/۰۴	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸
لگاریتم توسعه مالی	۰/۹۷	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸	۱۰/۴۴	۳/۴۹	۲/۸۸	۲/۵۸

منبع: محاسبات تحقیق

تعیین وقفه بهینه مدل

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، معیارهای مختلفی از جمله معیارهای نسبت درست نمایی، آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین وجود دارد. با توجه به مطالب گفته شده، وقفه بهینه توسط معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئین تعیین می‌گردد. معمولاً SBC در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند و در این تحقیق تعداد وقفه های بهینه بر اساس SBC انتخاب می‌شود که با توجه به جدول ۲، وجود یک وقفه، وقفه بهینه در این مدل می‌باشد.

جدول ۲- تعیین وقفه با استفاده از سه معیار آکائیک، شوارتز، حنان کوئین

وقفه	آزمون نسبت درستنمایی (LR)	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SBC)	حنان کوئین (HQC)
۰	NA	-۱۰/۴۶	-۱۰/۳۱	-۱۰/۴۰
۱	۱۴۸۶/۸۴	-۲۵/۰۹	*-۲۴/۰۳	-۲۴/۶۶
۲	۱۷/۰۷	-۲۴/۵۹	-۲۲/۶۱	-۲۳/۷۹
۳	۳۲/۳۷	-۲۴/۲۸	-۲۱/۳۸	-۲۳/۱۰

منبع: محاسبات تحقیق

یکی از مزیت‌های بزرگ ARDL نسبت به دیگر روش‌های هم‌جمعی این است که توانایی برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت را در شرایطی که حتی متغیرهای مدل پایا از مرتبه صفر نباشند و پایا از درجه یک باشند را نیز دارا می‌باشند و برآوردهای کارآمد و سازگاری را ارائه می‌دهد.در این مرحله، برای اطمینان از وجود رابطه بلند مدت، مدل پویای ARDLیا وقفه‌هایی که توسط معیار شوارتز- بیزین به وسیله سیستم تعیین می‌شود، تخمین زده می‌شود. این معیار، به متغیر انتشار دی اکسید کربن و متغیر نرخ شهرنشینی وقفه یک و به سایر متغیرها وقفه صفر می‌دهد. با مشخص شدن متغیرهای الگو، نتیجه برآورد مدل به روش ARDL در جدول (۳) نشان داده شده است:

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون همگرایی شرطی الگوی پویای ARDL(1,0,0,0,0,1)

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره T (احتمال)
LnCO2 (-1)	۰/۸۲۰۲۳۴	۰/۰۵۰۹۵۵	۱۶/۰۹۷۱۸(۰/۰۰۰۰)
LnENERGY	۰/۰۱۷۳۴۵	۰/۰۳۴۳۰۸	۰/۵۰۵۵۵۶(۰/۰۰۴۲)
LnFD	-۰/۰۰۳۸۵۸	۰/۰۰۱۸۵۰	-۲/۰۸۵۵۵۰(۰/۰۳۹۵)
LnTO	۰/۰۱۹۵۶۵	۰/۰۱۰۲۰۷	۱/۹۱۶۸۲۷(۰/۰۰۸۰)
LnRGDP	-۰/۰۰۷۶۵۲	۰/۰۰۵۸۹۷	-۱/۲۹۷۶۳۵(۰/۰۰۷۳)
LnURB	۲/۰۰۲۰۰۶	۰/۲۴۹۷۸۴	۸/۰۱۴۹۴۹(۰/۰۰۰۰)
LnURB(-1)	-۱/۶۶۵۷۶۴	۰/۲۶۹۹۴۴	-۶/۱۷۰۷۷۲(۰/۰۰۰۰)
C	-۰/۶۹۵۳۹۸	۰/۲۲۰۷۵۸	-۳/۱۵۰۰۴۵(۰/۰۰۲۱)
R^2= ۰/۸۱	$\bar{R}^2$ = ۰/۷۹	DW= ۲/۸۱	F= ۴۱۵۴/۲۱۱(۰/۰۰۰۰۰۰)

حال بلافاصله بعد تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد. برای انجام این آزمون باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته (CO_2) از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. آماره محاسباتی ۳/۵۲- به دست می‌آید. به دلیل آن که این عدد (۳/۵۲-) از نظر قدر مطلق از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۳/۲۷-) بزرگ‌تر است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود در نتیجه رابطه بلندمدت وجود دارد. از طرفی برای ارزیابی روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، رابطه بلندمدت میان متغیرها را با آزمون هم‌جمعی یوهانسون نیز مورد بررسی قرار داده شده است. برای انجام آزمون یوهانسون باید تمامی متغیرهای مدل از درجه انباشتگی یکسانی برخوردار باشند. نتایج آزمون یوهانسون در جدول ۴، خلاصه شده است :

جدول ٤- نتایج آزمون یوهانسون

فرضیه	آزمون Trance	مقادیر بحرانی	آزمون حداکثر مقدار ویژه	مقادیر بحرانی
R=0	۱۱۰/۰۹۶۴	۵۴/۰۷۹۰۴	۷۲/۲۹۰۵۷	۲۸/۵۸۸۰۸
R≤1	۳۷/۸۰۵۸۱	۴۴/۱۹۲۷۵	۲۳/۸۱۷۳۰	۲۸/۲۹۹۹۶۲
R≤2	۱۳/۹۸۸۵۱	۲۰/۲۶۱۸۴	۹/۵۹۴۳۱۲	۱۵/۸۹۲۱۰
R≤3	۴/۳۹۴۱۹۸	۹/۱۶۴۵۴۶	۴/۳۹۴۱۹۸	۹/۱۶۴۵۴۶

با توجه به جدول بالا آزمون یوهانسون نیز وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. فرضیه صفر در آزمون یوهانسون عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. همانطور که در سطر اول مشخص است؛ مقدار آزمون محاسبه شده از مقادیر بحرانی در سطح خطا ۰/۰۵ بزرگ‌تر است و این یعنی فرضیه صفر آزمون رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت تأیید می‌شود اما در سطرهای بعد نمی‌توان فرضیه صفر را رد نمود؛ بنابراین آزمون یوهانسون وجود یک رابطه بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌نماید. پس از اطمینان از وجود رابطه بلند مدت این رابطه همجمعی توسط مدل ARDL با وقفه‌های مشخصی به صورت زیر تخمین زده شده است. نتایج تخمین رابطه بلند مدت در جدول ۵، نشان داده شده است :

جدول ٥- نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت ARDL(1,0,0,0,0,1)

متغیر	ضریب برآورد شده	انحراف معیار	آماره T (احتمال)
LnEC	۰/۱۳۸۵۰۶	۰/۱۸۸۹۵۷	۰/۷۳۲۹۹۹ (۰/۰۰۶۵)
LnRGDP	-۰/۰۳۹۰۶۳	۰/۰۲۸۴۶۷	-۱/۳۷۲۱۹۹۸ (۰/۰۰۳۰)
LnTO	۰/۱۱۲۵۳۵	۰/۰۴۷۷۰۲	۲/۳۵۹۱۴۴ (۰/۰۲۰۲)
LnURB	۱/۸۲۱۴۴۶	۰/۱۸۳۳۰۹	۹/۹۳۶۴۸۳ (۰/۰۰۰۰)
LnFD	-۰/۰۲۲۲۱۹	۰/۰۰۸۶۳۷	-۲/۵۷۲۴۸۱ (۰/۰۱۱۵)
C	-۳/۸۰۵۳۲۶	۰/۶۰۵۰۳۱	-۶/۲۸۹۴۶۹ (۰/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاکی از آن است که تمامی ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند، ضریب متغیر رشد مصرف انرژی رابطه مثبت با انتشار CO_2 در بلندمدت دارد. یعنی چنانچه این متغیر یک واحد افزایش یابد انتشار CO_2 به میزان ۰/۰۵۲۸۸۲ واحد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی رابطه منفی با انتشار CO_2 در بلندمدت دارد. یعنی چنانچه این متغیر یک واحد افزایش یابد انتشار CO_2 به میزان ۰/۰۳۹۰۶۳- کاهش می‌یابد. ضریب متغیر رشد درجه باز بودن اقتصاد رابطه مثبت با انتشار CO_2 در بلندمدت دارد. یعنی چنانچه این متغیر یک واحد افزایش یابد انتشار CO_2 به میزان ۰/۱۱۲۵۳۵ افزایش می‌یابد. ضریب متغیر رشد نرخ شهرنشینی رابطه مثبت با انتشار CO_2 در بلندمدت دارد. یعنی چنانچه این متغیر یک واحد افزایش یابد انتشار CO_2 به اندازه ۱/۸۲۱۴۴۶ واحد افزایش می‌یابد. و نهایتا ضریب متغیر رشد توسعه مالی رابطه منفی با انتشار CO_2 در بلندمدت دارد. یعنی چنانچه این متغیر یک واحد افزایش یابد انتشار CO_2 به اندازه ۳/۸۰۵۳۲۶- واحد کاهش می‌یابد. همچنین در صورت، وجود رابطه هم جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرها می‌توان از الگوی تصحیح خطای برداری یا ECM استفاده کرد، که رابطه کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آن‌ها ارتباط می‌دهد.

جدول ٦- نتایج ضرایب مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیر وابسته	متغیر مستقل	ضریب	t آماره
انتشار CO2 (آلودگی)	عرض از مبدا	۰/۰۰۷۴۰۴	۰/۰۰۱۷۲
	ECM(-1)	-۰/۰۳۵۲۳۹	۰/۰۲۸۵۷
	تفاضل لگاریتم مصرف انرژی	۰/۰۱۶۷۴۹	۰/۰۹۷۴۳
	تفاضل لگاریتم توسعه مالی	۰/۰۰۰۲۴۳	۰/۰۰۵۶۸
	تفاضل لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد	-۰/۰۱۶۴۶۲	۰/۰۴۰۷۱
	تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی	۰/۰۰۸۶۵۰	۰/۰۲۶۰۷
	تفاضل لگاریتم نرخ شهرنشینی	-۰/۷۰۳۷۶۴	۰/۴۱۹۲۴

ضریب تصحیح خطای برابر با ۰/۰۳۵۲۳۹- می‌باشد، یعنی در هر سال ۰/۰۳۵۲۳۹ از عدم تعادل تعدیل می‌شود و تقریبا به ۲۸ فصل زمان نیاز است تا مدل به تعادل برسد.

• بررسی فروض کلاسیک

در این قسمت برقراری فروض کلاسیک مورد بررسی قرار می‌گیرد تا تخمین‌های برآوردی طبق فروض کلاسیک بهترین تخمین‌زننده بدون تورش (BLUE) باشند. بنابراین در ادامه به بررسی فروض کلاسیک می‌پردازیم.

• عدم ناهمسانی واریانس

مشکلات ناهمسانی واریانس منجر به افزایش واریانس ضرایب برآوردی عرض از مبدا می‌شود و از طرفی واریانس سایر متغیرهای مستقل برآوردی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و منجر به این می‌شود که تخمین برآوردی از کارایی لازم برخوردار نباشد. جهت بررسی ناهمسانی واریانس پسماندها آزمون گلجسر مورد استفاده قرار گرفته است که نتایج خروجی نرم افزار در شکل ۷ و ۸، به ترتیب برای آزمون گلجسر و وایت منعکس شده است.

جدول ۷- نتایج آزمون گلجسر جهت تشخیص واریانس ناهمسانی

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	12.83282	Prob. F(7,103)	0.4903
Obs*R-squared	51.70935	Prob. Chi-Square(7)	0.4453
Scaled explained SS	90.82513	Prob. Chi-Square(7)	0.5019

جدول ۸- نتایج آزمون وایت جهت تشخیص واریانس ناهمسانی

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	4.211840	Prob. F(27,83)	0.5033
Obs*R-squared	64.16686	Prob. Chi-Square(27)	0.4020
Scaled explained SS	410.9672	Prob. Chi-Square(27)	0.8422

با توجه به مقداره احتمال که از ۰/۰۵ بزرگ‌تر می‌باشد و در نتیجه فرض صفر مبنی بر عدم ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود و نتایج دو آزمون بالا (گلجسر و وایت) بیانگر آن است که پسماندهای مدل برازش شده دارای واریانس‌های همسان می‌باشد. بنابراین ضرایب برآوردی مدل از کارایی لازم برخوردار هستند.

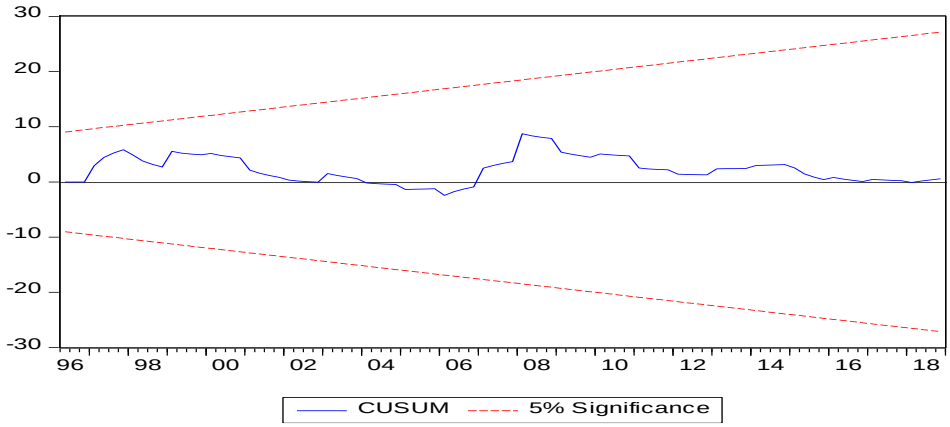
- **عدم خودهمبستگی**

بر اساس مباحث اقتصادسنجی، وجود خودهمبستگی در پسماندها منجر به تخمین‌های غلطی از خطاهای معیار و در نتیجه استنباطهای نادرست آماری برای ضرایب معادله می‌گردد. برای اجتناب از چنین خطایی با استفاده از آزمون بروش-گادفری به بررسی این مسئله می-پردازیم. نتایج آزمون بروش-گادفری در جدول ۹، مطابق خرجی نرم‌افزار قابل مشاهده است.

جدول ۹- نتایج آزمون بروش-گادفری جهت بررسی خودهمبستگی

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	4.246691	Prob. F(7,103)	0.3697
Obs*R-squared	24.86068	Prob. Chi-Square(7)	0.3366
Scaled explained SS	159.2243	Prob. Chi-Square(7)	0.5743

در آزمون بالا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، با توجه به ارزش احتمال موجود در جدول (بزرگ‌تر از ۰/۰۵)، پذیرفته شده و بنابراین نتایج آزمون بیانگر وجود عدم خودهمبستگی در پسماندها می‌باشد. همچنین به منظور اطمینان از پایدار بودن رگرسیون برآورد شده و صحت نتایج به دست آمده آزمون پایداری CUSUM برای مدل ARDL برآورد شده صورت گرفته است. در این آزمون مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد رسم می‌گردد و در صورتی که از این دو کرانه خارج نگردد نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن رگرسیون برآورد شده را رد نمود. نتایج حاصل از این آزمون در شکل ۱، نشان داده شده است.



شکل ۱. آزمون پایداری (CUSUM) مدل ARDL تخمین زده شده، متغیر وابسته LnCO2

۵- نتیجه‌گیری

در این پژوهش به بررسی رابطه بین آلودگی هوا، تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف انرژی، توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد و شهرنشینی در ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ با استفاده از الگوی ARDL پرداخته شد. یکی از مزیت‌های بزرگ مدل ARDL نسبت به دیگر روش‌های هم‌جمعی این است که توانایی برآورد روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت را در شرایطی که حتی متغیرهای مدل پایا از مرتبه صفر نباشند و پایا از درجه یک باشند را نیز دارا می‌باشند و برآوردهای کارآمد و سازگاری را ارائه می‌دهد. نتایج حاکی از یک رابطه یکنواخت منفی بین انتشار CO2 و تولید ناخالص داخلی واقعی را نشان می‌دهد؛ که موید فرضیه کوزنتس (EKC) در اقتصاد ایران است. علاوه بر این ، میزان رابطه بلندمدت از انتشار کربن با توجه به مصرف انرژی، باز بودن تجارت و شهرنشینی مثبت و با توسعه مالی منفی است. نتایج به دست آمده از این قسمت با نتایج مطالعات جلیل و فریدون (Jalil & Feridun, 2011)، اوزتورک و آکارواچی (Ozturk & Acaravci)، شهباز (Shahbaz, 2013)، شهباز و همکاران (Shahbaz et al., 2013)، مطابقت دارد. بنابراین در این سطح، ایمنی فرآیند و حفاظت از محیط زیست باید فراخوانی شود، زیرا انتشار CO2 به عنوان عامل اصلی آلودگی محیط زیست با مصرف انرژی، توسعه مالی، درجه باز بودن اقتصاد و شهرنشینی ارتباط دارد. لذا سیاست‌گذاران باید توسعه استراتژی‌های حفظ انرژی، کاهش شدت انرژی، افزایش راندمان انرژی و افزایش استفاده از منابع انرژی پاک را مورد بررسی قرار دهند. این امر منجر به کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای و بهبود فاکتور توسعه مالی می‌شود. علاوه بر این، دولت ایران باید سیاست‌های زیست محیطی مؤثر و کارآمد را برای تداوم توسعه اقتصادی، تشویق واردات فنآوری‌های پاک کننده برای کاهش انتشار کربن، و هدف قرار دادن بیشتر تفاوت بین مناطق شهری و روستایی به ویژه از نظر مصرف انرژی هدف‌گذاری کند. توجه به مصرف انرژی عامل مهمی در تضمین رشد پرشتاب و مستمر اقتصادی است. پس به منظور کاهش انتشار دی اکسید کربن ضرورتی ندارد مصرف انرژی کاه یابد زیرا این امر منجر به افت تولید ناخالص داخلی می‌شود بلکه بهتر است سوخت‌های پاک و سبز را جایگزین سوخت‌های فسیلی و غیرقابل تجدید کرد تا از این طریق دو هدف تداوم رشد اقتصادی و کاهش دی اکسید کربن تحقق یابد. بنابراین تحقیق و سرمایه‌گذاری در انرژی پاک باید بخش جدایی ناپذیر فرایند کنترل انتشار کربن باشد. برای مثال کشور ایران می‌توانند از انرژی خورشیدی به عنوان جایگزین انرژی فسیلی استفاده کنند.

منابع

- رهبر، ف.، رباطی، م.، ۱۳۸۹. بررسی میزان وابستگی کشورهای صنعتی به نفت صادراتی از تنگه هرمز به وسیله تخمین تابع تقاضا برای نفت منقطه خلیج فارس، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۱، ص ۲۴۱-۲۱۹.
- شجری، ه.، استادی، ح.، کاوسی، ن.، ۱۳۹۲. نقش تجارت بین‌الملل بر کیفیت محیط زیست مطالعه موردی: کشورهای منتخب حوزه خلیج فارس، فصلنامه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، شماره ۱، ص ۸۳-۶۷.
- Akhmat, G., & Zaman, K., & Shukui, T., Irfan, D., & Khan, MM. (2014). Does energy consumption contribute to environmental pollutants? Evidence from SAARC countries. Environ Sci Pollut Res 21:5940–5951.
- Ang, JB. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. Energy Policy 35:4772–4778.
- Ang, JB. (2009). CO2 emissions, research and technology transfer in China. Ecol Econ 68:2658–2665.
- Antweiler, W., & Copeland, BR., & Taylor, MS. (2001). Is free trade good for the environment? Am Econ Rev 91:877–908.
- Apergis, N., & Payne, JE. (2009). CO2 emissions, energy usage, and output in Central America. Energy Policy 37:3282–3286.
- Arouri, MH., & Ben Youssef, A., & M'Henni, H., & Rault, C. (2012). Energy consumption, economic growth and CO2 emissions in Middle East and North African countries. Energy Policy 45:342–349.
- Boulila, G., & Trabelsi, M. (2004). The causality issue in the finance and growth nexus: empirical evidence from Middle East and North African countries. Rev Middle East Econ Fin. 2:123–138.
- Cole, MA., & Elliott, RJR. (2003) Determining the trade-environment composition effect: the role of capital, labor and environmental regulations. Environ Econ Manag 46:363–383.
- Engle, RF., & Granger, CWJ. (1987). Co-integration and error correction: representation,estimation, and testing. Econometrica 55:251–276.
- Farhani, S. (2012). Tests of parameters instability: theoretical study and empirical analysis on two types of models (ARMA model and market model). Int J Econ Financ Issue 2:246–266.
- Farhani, S., & Chaibi, A., & Rault, C. (2014). CO2 emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia. Econ Model 38:426–434.
- Farhani, S., & Shahbaz, M., & Arouri, M. (2013). Panel analysis of CO2 emissions, GDP, energy consumption, trade openness and urbanization for MENA countries. MPRA Paper No. 49258.
- Hossain, MS. (2011). Panel estimation for CO2 emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. Energy Policy. 39:6991–6999.
- Jalil, A., & Feridun, M. (2011). The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: a cointegration analysis. Energy Econ. 33:284–291.
- Jayanthakumaran, K., & Verma, R., & Liu, Y. (2012) CO2 emissions, energy consumption, trade and income: a comparative analysis of China and India. Energy Policy. 42:450–460.
- Kohler, M. (2013). CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade: a South African perspective. Energy Policy 63:1042–1050.
- Koop, G., & Tole, L. (2008). What is the environmental performance of firms overseas? An empirical investigation of the global gold mining industry. Journal Product Anal. 30:129–143.
- Lean, HH., & Smyth., R. (2010). CO2 emissions, electricity consumption and output in ASEAN. Appl Energy 87:1858–1864.
- Liu, X. (2005). Explaining the relationship between CO2 emissions and national income—the role of energy consumption. Econ Lett. 87: 325–328.
- Martínez-Zarzoso, I., & Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO2 emissions: evidence from developing countries. Ecol Econ. 70:1344–1353.
- Omri, A. (2013). "CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth Nexus in MENA Countries: Evidence from Simultaneous Equations Model", Energy Economics.40: 657–664.
- Ozturk, I. & Acaravci, A. (2013). The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey. Energy Econ. 36:262–267.

- Payne, JE. (2010). Survey of the international evidence on the causal relationship between energy consumption and growth. Journal Econ Stud. 37: 53–95.
- Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. Energy Policy. 38:2528–2535.
- Shahbaz, M. (2013). Does financial instability increase environmental degradation? Fresh evidence from Pakistan. Econ Model. 33:537–544.
- Sharma, SS. (2011). Determinants of carbon dioxide emissions: empirical evidence from 69 countries. Appl Energy. 88:376–382.
- Tamazian, A., & Chousa, JP., & Vadlamannati, KC. (2009). Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries. Energy Policy. 37:246–253.
- Tamazian, A., & Rao, BB. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. Energy Econ 32:137–145.
- Zhang, Y-J. (2011). The impact of financial development on carbon emissions: an empirical analysis in China. Energy Policy. 39:2197–2203.