مقاله پژوهشی

فصلنامه انسان و محیط زیست، شماره ۶۳، زمستان ۱۴۰۱ (۱۶۳- ۱۴۷)

بررسی اثرات تغییرات ساختاری و رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: کاربرد رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده

شهلا سلیمی [۱]

محمد علی اسعدی [۲]

حامد قادرزاده [۳*]

Hamedar2002@uok.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۸/۵/۱۵ **تاریخ پذیرش: ۹۸/۸/۱**

چکیده

زمینه و هدف: عوامل مختلفی باعث افزایش بعضی از آلایندهای خطرناک از قبیل دی‌اکسید کربن در محیط می‌شوند. بررسی عوامل مؤثر بر افزایش آلاینده‌های مذکور می‌تواند در برنامه‌ریزی برای کنترل و مدیریت آلاینده‌ها مؤثر واقع شود. بنابراین مطالعه حاضر درصدد است، تأثیر میزان رشد زیر بخش‌های اقتصادی کشور، رشد اقتصادی، مصرف انرژی، رشد شهرنشینی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی را بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن مورد بررسی قرار دهد.

روش بررسی: مدل آلودگی زیست‌محیطی این مطالعه با استفاده از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۵ تخمین و ضمن بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو و سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت برآورد شده است.

یافته‌ها: یافته‌های حاصل از الگوی بلندمدت نشان داد، رشد شهرنشینی با مقدار ۰/۵۲۷ درصد دارای بیشترین تأثیر مثبت و درجه بازبودن تجارت با مقدار ۰/۱۲۵ درصد، کمترین تأثیر منفی را بر انتشار دی‌اکسید کربن داشته است.

بحث و نتیجه‌گیری: نتایج این مطالعه نشان‌دهنده تأثیر منفی رشد اقتصادی بر مقدار انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت است که در هر دوره حدود ۱۴ درصد از عدم تعادل‌های بی‌ثباتی میزان انتشار دی‌اکسید کربن برطرف می‌شود و حدود هفت دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تعدیل و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد و همچنین وجود رابطه مثبت بین رشد زیربخش‌های اقتصادی کشور با انتشار دی‌اکسید کربن در کوتاه‌مدت و بلندمدت باعث افزایش این آلاینده خواهد شد.

واژهای کلیدی: انتشار دی‌اکسید کربن، رشد شهرنشینی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی، ARDL.

۱- فارغ‌التحصیل کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه کردستان.

۲- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس و مدرس دانشگاه کردستان.

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه کردستان. *(مسوول مکاتبات)

Human and Environment, No. 63, Winter 2023

Investigation the Effects of Structural Changes and Economic Growth on Carbon Dioxide Emissions in Iran: Application of the ARDL Model

Shahla Salimi [1]
Mohammad Ali Asaadi [2]
Hamed Ghaderzadeh [3 *]
Hamedar2002@uok.ac.ir

Admission Date:October 23, 2019 Date Received: August 6, 2019

Abstract

Background and Objective: Different factors can cause increasing air contamination such as CO2. Understanding factors affecting atmosphere gaseous change is important for management and reducing air contaminants. Therefore the current study attempted to investigate the effect of growth amount of value added in different economic sector, economic growth, energy consumption, urbanization growth, opening trade grade and financial development on diffusion of carbon dioxide.

Material and Methodology: The environmental pollution estimated using the Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) model and error correction method (ECM) for Iran in the during 1985-2017. In addition, the long run relationship between model variables, short run dynamics of the model and the speed of adjustment of short run imbalances to long run estimated.

Findings: The findings of the long-term model showed that the growth of urbanization with a value of 0.527% had the most positive effect and the degree of trade openness with a value of 0.125% had the least negative effect on carbon dioxide emissions.

Discussion and conclusion: The results of this study show the negative effect of economic growth on the amount of carbon dioxide emissions in the long term, that in each period, about 14% of the imbalances of the instability of the amount of carbon dioxide emissions are resolved, and about seven The period is necessary for the short-term balance error to be adjusted and the model to return to the long-term balance, and also the presence of a positive relationship between the growth of the country's economic sub-sectors and the emission of carbon dioxide in the short-term and long-term will increase this pollutant.

Key words: Carbon dioxide emissions, Urbanization growth, Economy growth, Energy consumption, ARDL.

1- Masters Student, Department of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, University of Kurdistan, Iran.
2- PH.D. Candidate, Department of Agricultural Economics, faculty of Agriculture, Tarbeiat Modares University, Tehran, Iran
3- Associate Professor, Department of Agricultural Economics, faculty of Agriculture, University of Kurdistan, Iran. *(*Corresponding Author*)

مقدمه

در بیشتر کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال‌توسعه ، رشد اقتصادی به‌عنوان هسته مرکزی برنامه‌ریزی‌ها قلمداد می‌شود. متأسفانه در اغلب موارد، رشد اقتصادی پیامدهای ناگواری به‌خصوص درزمینه محیط‌زیست و منابع طبیعی به همراه داشته است (۱)، زیرا، بیشتر فعالیت‌های اقتصادی در ارتباط تنگاتنگ با محیط‌زیست بوده و در حقیقت می‌توان بیان نمود، سرنوشت محیط‌زیست و رشد اقتصادی جوامع به یکدیگر وابسته است. به همین دلیل، در طول سال‌های گذشته همراه با نوسانات رشد اقتصادی جوامع، جهان تغییرات زیست‌محیطی بزرگ و نامطلوبی مانند افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را شاهد بوده است (۲). ازجمله متغیرهای مهم اقتصادی که امروزه تأثیر به‌سزایی در جریان رشد اقتصادی کشورها دارند، مصرف انرژی است (۳). در خصوص اهمیت اقتصادی مصرف انرژی باید گفت که برخی از اقتصاددانان نظیر کلیوند از آن به‌عنوان عامل تولید یاد کرده و حتی آن را مقدم بر سایر عوامل تولید می‌دانند (۴). صرف‌نظر از اهمیت انرژی، مصرف انرژی به‌عنوان یکی از شاخصه‌های مهم در تولید، چنانچه ازنظر زیست‌محیطی از کارایی لازم برخوردار نباشد، دستیابی به توسعه پایدار را دچار مشکل می‌نماید (۵).

امروزه، تأمین انرژی از اساسی‌ترین پیش‌نیازهای توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها به شمار می‌رود (۶). رشد روزافزون جمعیت و به‌تبع آن روند فزاینده مصرف انرژی از یک‌سو و تمرکز اصلی بشر بر سوخت‌های فسیلی برای تأمین انرژی و محدود بودن آن منابع از سوی دیگر، منجر به ظهور مسئله جدیدی به نام بحران انرژی شده است (۷). تغییرات جمعیتی و رشد شهرنشینی علاوه بر ضعف در کارایی جریان تولید، انتقال، توزیع، مصرف و عدم وابستگی لازم به منابع انرژی مطمئن و پاک، موجب افزایش تقاضای انرژی و مصرف سریع منابع آن گردیده است. درحالی‌که روش‌های تأمین و تولید انرژی خود از عوامل تعیین‌کننده در آلوده نمودن محیط‌زیست می‌باشند، سرعت تهی‌شدن منابع تجدید ناپذیر انرژی و افزایش آلودگی‌ها به بحران‌های انرژی و محیط‌زیست در هزاره سوم تبدیل‌شده است (۸). چگونگی تولید و استفاده از حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف مصرف‌کننده از عوامل مؤثر در ایجاد آلودگی محیط‌زیست در مقیاس محلی، منطقه‌ای و بین-المللی هست (۹). بر همین اساس توجه به میزان انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای و بررسی روند تغییرات آن‌ها طی دوره‌های زمانی مختلف، ابزاری مناسب را جهت برنامه‌ریزی و سیاست-گذاری لازم برای کاهش آثار و تبلیغات منفی مصرف انرژی فراهم می‌آورد.

رشد سریع جمعیت شهرنشینی سبب گسترش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش روند روزافزون مصرف منابع و انرژی می‌شود. بسیاری از مطالعات اثرات جمعیتی و به طبع آن، شهرنشینی و رشد جمعیت را با مسئله زیست‌محیطی مرتبط دانسته و آن را ازجمله فاکتورهای مهم و مؤثر بر محیط‌زیست تلقی می‌کنند (۱۰، ۱۱ و ۱۲). از آن جا که جمعیت بیشتر به محصولات بیشتری نیازمند است؛ تولید بیشتر، به ایجاد مشاغل و افزایش اشتغال و تولید بیشتر منجر به افزایش گازها و انواع آلاینده‌های زیست‌محیطی و محصولات جانبی آسیب‌رسان به کره زمین می‌شود. گسترش شهرنشینی و افزایش آسیب‌های زیست‌محیطی که طی دهه‌های اخیر به‌صورت فزاینده در تقابل با یکدیگر قرار گرفتند، نگرانی جامعه‌ی جهانی را برانگیخته است (۱۳). از سوی دیگر، میل به شهرنشینی و ازدحام جمعیت خود نیز دلیلی برافزایش آلودگی‌ها طی سال‌های اخیر بوده است (۱۴).

مروری بر ادبیات اقتصاد محیط‌زیست دلالت بر این دارد که توسعه مالی بر کیفیت محیط‌زیست کشورها تأثیرگذار است. فرانکل و رومر اشاره می‌کنند، توسعه مالی در یک کشور می‌تواند، موجب جذب هرچه بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و دستیابی به سطوح بالاتری از تکنولوژی گردد. به نظر می‌رسد، توسعه مالی می‌تواند انگیزه‌های مالی و اعتباری لازم را برای بنگاه‌ها فراهم کند تا از تکنولوژی‌های دوستدار محیط‌زیست در فرآیند تولید استفاده کنند (۱۵). هم‌چنین بخش مالی توسعه‌یافته می‌تواند از طریق تخصیص بهینه مالی،

به‌عنوان یک محرک مهم در افزایش رشد اقتصادی عمل کند که در سطوح درآمدی بالاتر می‌تواند، منجر به کاهش تخریب‌های زیست‌محیطی شود؛ اما از سوی دیگر برخی محققان مانند جانسن بیان می‌کنند، توسعه بیشتر بخش مالی اگرچه ممکن است رشد اقتصادی را بهبود ببخشد اما می‌تواند منجر به افزایش آلودگی‌های صنایع و افزایش تخریب‌های زیست‌محیطی شود (۱۶). توسعه مالی از طریق کانال‌های مختلف می‌تواند بر کیفیت محیط‌زیست مؤثر باشد، توسعه مالی از طریق تأمین سرمایه لازم برای فعالیت‌های صنعتی و کارخانه‌ای ممکن است منجر به آلودگی‌های زیست‌محیطی گردد (۱۷). واسطه‌های مالی ممکن است به تکنولوژی‌های دوستدار محیط‌زیست دسترسی پیدا کنند، که می‌تواند بهبود محیط‌زیست را به همراه داشته باشد. از طرف دیگر، توسعه مالی ممکن است منابع مالی بیشتری را با هزینه‌های مالی کمتر ازجمله برای پروژه‌های محیط‌زیست فراهم کند (۱۸).

علاوه بر مطالب بیان‌شده در خصوص عوامل تأثیرگذار بر میزان انتشار کربن‌دی‌اکسید و آلودگی هوا، می‌توان به ارزش‌افزوده زیر بخش‌های اقتصاد کشور (کشاورزی، صنعت و خدمات) به‌عنوان متغیرهای جایگزین برای توسعه این بخش‌ها اشاره کرد. با افزایش تولید در این بخش‌ها، نیاز به استفاده از حامل‌های انرژی افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، می‌توان انتظار داشت که افزایش در ارزش‌افزوده این بخش‌ها، میزان استفاده از حامل‌های انرژی را در تولید افزایش داده و از این طریق، به افزایش آلودگی زیست‌محیطی کمک می‌نماید (۱۹)

در خصوص رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و انتشار کربن دی-اکسید و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر میزان آلودگی مستنداتی ارائه شده است. خان و همکاران (۲۰۱۹) برای کشور پاکستان به این نتیجه دست یافتند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد اقتصادی و مصرف انرژی (زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی) تاثیر مثبتی بر تخریب محیط زیست داشته‌اند (۲۰). در پژوهشی دیگر، بگوم و همکاران (۲۰۱۴) در بررسی انتشار گاز دی‌اکسید کربن و ارتباط آن با مصرف انرژی و رشد اقتصادی و رشد جمعیت در مالزی به این نتیجه رسیدند که در بلندمدت رابطه مثبتی بین انتشار دی‌اکسید کربن سرانه و دو متغیر مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد (۲۱). همچنین جلیل و فریدون (۲۰۱۱) برای کشور چین نشان دادند که توسعه مالی در بلندمدت منجر به کاهش آلودگی محیط‌زیست می‌شود و در طرف مقابل درجه باز بودن اقتصاد، درآمد و مصرف انرژی تأثیر مخربی بر محیط‌زیست دارند (۲۲). در تحقیقاتی دیگر، پائو و همکاران (۲۳) و هالیسی اغلو (۱۹) به بررسی رابطه بین بین انتشار گاز دی‌اکسید کربن و مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداختند. در ایران نیز پژوهش‌هایی به بررسی عوامل تاثیرگذار بر میزان انتشار آلاینده دی‌اکسیدکربن پرداخته‌اند (سلمانی و همکاران (۲۴)، هراتی و همکاران (۲۵)، بلالی و همکاران (۲)؛ صادقی و همکاران (۲۶) که هر کدام به نحوی به بررسی تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن پرداخته‌اند و تاکنون در هیچ کدام از مطالعات، تاثیر ارزش افزوده زیربخش‌های اقتصادی بر میزان آلودگی موردبررسی قرار نگرفته و نادیده گرفته شده است.

در تمامی مطالعات پیش‌رو بر کاربرد رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL[1]) در اقتصادسنجی تاکید کرده‌اند. به‌طورکلی، نکته‌ای که در اغلب مطالعات مورد غفلت واقع‌شده، چگونگی تأثیرگذاری سایر متغیرهای مؤثر بر میزان انتشار - دی‌اکسید کربن و به‌ویژه متغیرهایی مانند ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصاد کشور (کشاورزی، صنعت و خدمات) به‌عنوان متغیرهای جایگزین برای رشد بخش‌های مذکور می‌باشد. بررسی نحوه تأثیرگذاری این متغیرها بر میزان دی‌اکسید کربن ازاین‌جهت حائز اهمیت است که با رشد این بخش‌ها تقاضا برای حامل‌های انرژی افزایش‌یافته و این امر منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و به‌ویژه دی‌اکسید کربن می‌شود. از سوی دیگر، با رشد این زیر بخش‌های اقتصادی، تقاضا برای مواد اولیه تأمین‌کننده این بخش‌ها افزایش‌یافته و درنتیجه آن، انتظار می-رود با رشد این بخش‌ها میزان انتشار دی‌اکسید کربن افزایش یابد. با توجه به این مهم، مطالعات حاضر درصدد است که به بررسی تأثیر رشد ارزش‌افزوده زیر بخش‌های اقتصادی کشور، مصرف انرژی، رشد شهرنشینی، باز بودن تجارت و توسعه مالی

1- Autoregressive Distributed Lag

بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن با بهره‌گیری از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۵ بپردازد.

روش تحقیق

داده‌های این تحقیق از نوع سری زمانی برای سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۸۵ می‌باشد که از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی جمع‌آوری شده‌اند. در این تحقیق، به‌منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای بیان‌شده بر میزان انتشار دی‌اکسید کربن، از رهیافت‌های خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، معرفی‌شده توسط پسران و همکاران (۲۷) استفاده‌شده است. بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی هم‌جمعی بر دیگر روش‌های مرسوم همچون انگل و گرنجری برتری دارد. یکی از دلایل برتری رویکرد ARDL این است که این روش صرف‌نظر از این‌که متغیرهای موجود در مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابل کاربرد است؛ دلیل دیگر، این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارآیی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد، بنابراین در این مطالعه از این روش استفاده‌شده است. باید توجه داشت که رویکرد ARDL را در صورت وجود سری-های زمانی I(۲) در مدل نمی‌توان به کاربرد. فلذا در این تحقیق، برای این منظور مدل تجربی تحقیق برگرفته از مبانی نظری و مطالعه تجربی رئوف و همکاران (۲۸)، جهت بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در مورد اقتصاد ایران تعریف‌شده است. ازاین‌رو، متغیرهای تأثیرگذار بر میزان انتشار دی‌اکسید کربن به‌صورت رابطه زیر تشریح شده است:

$$CO2 = f\,(URB, GDP, EC, FD, IV, AV, SV, TOP) \qquad (۱)$$

متغیرهای معادله (۱) عبارت‌اند از: انتشار گاز دی‌اکسید کربن سرانه به متریک تن (CO_2)، رشد شهرنشینی (URB)، تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۲۰۱۰ به عنوان متغیر رشد اقتصادی (GDP)، مصرف انرژی برحسب کیلوگرم معادل بشکه نفت خام (EC)، اعتبار داخلی به بخش خصوصی به‌عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی به‌عنوان توسعه مالی (FD)، ارزش‌افزوده بخش صنعت (IV)، ارزش‌افزوده بخش کشاورزی (AV)، ارزش‌افزوده بخش خدمات (SV)، باز بودن تجاری که از مجموع صادرات و واردات تقسیم‌بر تولید ناخالص داخلی (TOP) به دست می‌آید. تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی مورداستفاده قرارگرفته‌اند. در جدول (۱) آماره‌های توصیفی مربوط به شاخص‌های مرکزی (مینیمم، ماکزیمم، میانگین) و شاخص پراکندگی (انحراف معیار) متغیرها نشان داده‌شده است. به دلیل ماهیت داده‌های به کار گرفته در تحقیق، لازم است پایایی متغیرهای موجود در مدل به‌منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب بررسی شوند. مانا بودن یک متغیر به معنای عدم وجود روند در آن متغیر بوده و نیز تغییرات بلندمدت آن، حول میانگین خواهد بود. امروزه اغلب سری‌های زمانی کلان اقتصادی، غیر ساکن هستند. این سری‌ها ممکن است دارای میانگین غیرثابت، گشتاورهای مرتبه دوم متغیر نسبت به زمان (نظیر واریانس غیرثابت) یا هر دوی این خصوصیت‌ها باشند. لذا، قبل از برآورد یک الگوی سری زمانی می‌بایست ایجاد اطمینان کرد که سری زمانی تحت بررسی از طریق تبدیلات موردنیاز (مانند لگاریتم گیری و تفاضل گیری‌های لازم) به یک سری ساکن تبدیل‌شده است (۲۹). در تعیین وضعیت مانایی در داده-های سری زمانی، آزمون‌های متفاوتی وجود دارد. در این تحقیق از آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF[1]) و فیلیپس پرون (PP[2]) برای مانایی متغیرها استفاده‌شده است.

مدل ARDL برای معادله (۱) بصورت معادله (۲) تصریح می-شود:

1- Augmented Dickey-Fuller
2- Phillips- Perron

جدول ۱- آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل

Table 1. Descriptive statistics of model variables

متغیر	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
Ln CO_2	۱/۷۰۷	۲/۱۹۳	۱/۱۰۲	۰/۳۴۴
Ln GDP	۲۶/۵۴۳	۲۷/۰۵۲	۲۵/۹۸۷	۰/۳۲۱
LnURB	۴/۱۵۸	۴/۳۰۹	۳/۹۷۷	۰/۱۰۴
Ln EC	۷/۵۷۸	۸/۱۰۲	۶/۹۶۹	۰/۳۶۲
Ln FD	۳/۴۳۲	۴/۲۴۵	۲/۷۸۳	۰/۴۶۲
Ln TOP	-۰/۸۰۷	-۰/۴۰۸	-۱/۲۱۱	۰/۱۹۸
LnIV	۲۵/۷۳۴	۲۶/۱۵۶	۲۵/۱۳۹	۰/۲۸۹
Ln AV	۲۳/۹۵۴	۲۴/۴۸۳	۲۳/۳۷۷	۰/۳۲۱
Ln SV	۲۵/۸۳۱	۲۶/۳۸۶	۲۵/۱۸۹	۰/۳۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$\Delta(CO2)_t = \beta_0 + \beta_1 (LCO2)_{t-i} + \beta_2 (LURB)_{t-i} + \beta_3 (LGDP)_{t-i} + \beta_4 (LEC)_{t-i} + \beta_5 (LFD)_{t-i} + \beta_6 (LIV)_{t-i} + \beta_7 (LAV)_{t-i} + \beta_8 (LSV)_{t-i} + \beta_9 (LTOP)_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_I \Delta (LC02)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \delta_I \Delta (LURB)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \varphi_i \Delta (LGDP)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \omega_i \Delta (LEC)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \mu_i \Delta (LFD)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \theta_i \Delta (LIV)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \nu_i \Delta (LAV)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \pounds_i \Delta (LSV)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \rho_i \Delta (LTO)_{t-i} + u_t \quad (۲)$$

در معادله فوق، U_t نشانگر جمله اخلال مدل است که نشان‌دهنده سایر عوامل مؤثر بر میزان انتشار دی‌اکسید کربن در نمونه تحت بررسی است. مدل ARDL تعداد $(P+1)^k$ رگرسیون را به‌منظور به دست آوردن طول وقفه بهینه برای هر متغیر، برآورد می‌کند (P حداکثر تعداد وقفه‌ها و k تعداد متغیرهای موجود در مدل است) و وقفه بهینه متغیرها بر اساس معیار شوارتز-بیزین (SBC)[1]، معیار آکائیک (AIC)[2]، حنان کوئین (HQC)[3] و $\bar{R}^2$ انتخاب می‌شود (۳۰). در این تحقیق به دلیل کم بودن تعداد مشاهدات از معیار شوارتز-بیزین استفاده‌شده است.

گام اول در برآورد مدل ARDL، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در مدل است (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). در این مرحله، برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد: روش اول، آماره t بنرجی که توسط بنرجی و همکاران ارائه‌شده است. دوم، روش مورداستفاده در این تحقیق که توسط پسران و شین ارائه‌شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا موردبررسی قرار می‌گیرد (۲۷). در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهاست که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0$ (۳)

$H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq \beta_7 \neq \beta_8 \neq 0$

آماره F به‌دست‌آمده با دو مقدار بحرانی مقایسه می‌شود، مقدار حد بالایی برای سری‌های زمانی I (1) و حد پایینی برای سری‌های I (0). چنانچه مقدار آماره F محاسبه‌شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت (عدم همگرایی) رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و درصورتی‌که که

1- Schwarz Bayesion Criterion
2- Akaike Information Criterion
3- Hannan-Quinn Criterion

آماره درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (۲۷).

مرحله آخر، بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطا (ECM) برای متغیرهای این معادله به‌صورت زیر است:

$$\Delta(CO2)_t=\beta_0+\sum_{i=1}^{p}\gamma_i\,\Delta\,(LC02)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\delta_i\,\Delta\,(LURB)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\varphi_i\Delta\,(LGDP)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\omega_i\Delta\,(LEC)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\mu_i\Delta\,(LFD)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\theta_i\Delta\,(LIV)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\nu_i\Delta\,(LAV)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\pounds_i\Delta\,(LSV)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\rho_i\Delta\,(LTO)_{t-i}+\psi ecm_{t-1}+u_t \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، ρ و $\pounds$ ،γ ،δ، φ، ω، μ، θ، ν ضرایب پویای کوتاه‌مدت همگرایی مدل به بلندمدت، ecm باقیمانده[1] حاصل از برآورد رابطه بلندمدت و ψ سرعت تعدیل (ضریب تصحیح خطا) است که سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد و باید بین صفر و منفی یک بوده و ازنظر آماری معنی‌دار باشد.

نتایج

برای اطمینان از اعتبار نتایج تخمین‌ها، در جدول (۲) آزمون‌های تشخیص فروض کلاسیک (جهت قدرت توضیح‌دهندگی الگوی موردنظر) ارائه‌شده است. یکی از مفروضات معادله رگرسیون، ثابت بودن واریانس خطاها یا فرض همسانی پراش می‌باشد. همچنین در مطالعات اقتصادسنجی که برمبنای سری‌های زمانی قرار دارند، فرض عدم خودهمبستگی سریالی بین جملات خطا که از فروض مهم مدل کلاسیک است، اغلب نقض می‌شوند، بنابراین لازم است که قبل از تفسیر نتایج، به بررسی پدیده خودهمبستگی سریالی بین جملات اخلال پرداخته شود. مطلب بعدی که توجه به آن در هنگام استفاده از روش رگرسیون اهمیت بسزایی دارد، بهنجار بودن توزیع جملات خطا وقتی‌که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید (رد فرضیه صفر)، در مرحله دوم، مدل ARDL $(p_1,q_1,q_2,q_3,q_4,q_5,q_6,q_7,q_8)$ بلندمدت به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LCO_2=\beta0+\sum_{i=1}^{p}\beta1\,(LCO2)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta2\,(LURB)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta3\,(LGDP)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta4\,(LEC)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta5(LFD)_{t-I}+\sum_{i=0}^{p}\beta6\,(LIV)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta7\,(LAV)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta8\,(LSV)_{t-i}+\sum_{i=0}^{p}\beta9\,(LTOP)_{t-i}+u_t \quad (۴)$$

در مدل برازش شده است. علاوه بر آزمون‌های فوق، بر اساس آزمون ریست- رمزی می‌توان نادرست بودن شکل تابع را تشخیص داد؛ این که آیا فرم تابعی به‌درستی انتخاب‌شده است یا خیر؟ با توجه به مطالب بیان‌شده، از آزمون بروش پاگان گادفری[2] و وایت[3] به‌منظور تشخیص واریانس ناهمسانی، آزمون بروش گادفری برای مشکل خودهمبستگی، آزمون جارک ـ برا[4] برای آزمون بهنجار بودن جملات خطا و همچنین از آزمون ریست رمزی[5] برای آزمون تصریح فرم تابع استفاده‌شده است.

نتایج بررسی نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس در جدول (۲) نشان داد، در سطح خطای ۵ درصد مقدار آماره F و احتمال‌های مربوطه بزرگ‌تر از ۰/۰۵ و معنادار نمی‌باشد و با توجه به این که مقادیر آماره‌های F به‌دست‌آمده از مدل، از مقادیر مربوط به آماره جدول بزرگ‌تر است؛ ازاین‌رو، فرضیه H_0 مبنی بر همسانی واریانس جملات خطا قبول و مدل رگرسیونی تحقیق دارای همسانی واریانس است. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم جملات خطا نیز نشانگر آن است که در سطح اطمینان بالاتر از ۹۵ درصد مقادیر احتمال

1- Residual

2- Breusch-Pagan-Godfrey
3- White
4- Jarque-Bera test
5- Ramsey RESET

مربوط به آماره F آزمون بروش پاگان کوچک‌تر از ۵ درصد بوده و فرض H_0 مبنـی بـر عـدم وجـود خودهمبسـتگی مرتبـه دوم سریالی تأیید شد. همچنین اگر مقادیر محاسباتی آماره جارک ـ برا (J-B) از مقدار بحرانی جدول کای‌دو بزرگ‌تر نباشد، بهنجار بودن توزیع جملات اخلال رد نمی‌شود. فلـذا جمـلات خطـا در این فرضیه از توزیع بهنجار پیروی می‌کنند. بـه‌طـورکلی، نتـایج حاصل از آزمون‌های بیـان‌شـده نشـان از معتبـر بـودن الگـوی موردنظر دارد.

جدول ۲- نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

Table 2. Results of model recognition tests

آزمون	آماره F / J-B	سطح معنی‌دار	وضعیت
بروش پاگان	۱/۱۶	۰/۳۶۷	پذیرش H_0
گادفری وایت	۱/۱۱	۰/۳۹۵	وجود همسانی واریانس
بروش گادفری	۰/۹۸	۰/۳۳۲	پذیرش H_0 عدم وجود خودهمبستگی سریالی
جارک ـ برا	۰/۲۳	۰/۸۸۷	پذیرش H_0 توزیع بهنجار جملات خطا
ریست رمزی	۰/۴۸	۰/۴۹۲	پذیرش H_0 تصریح درست الگو

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آن جا که قبل از انجام آزمـون همگرایـی بایـد مطمـئن شـد متغیرهای موردبررسی، دارای درجـه انباشـتگی بیشـتر از یـک I(۱) نیستند. در حالتی که متغیرها انباشته از درجه‌دو I(۲) یـا بیشتر باشـند، مقـدار آمـار F محاسـبه‌شـده توسـط پسـران و همکاران (۲۷)، قابل‌اعتماد نیست. همان‌طور که پـیش‌تـر بیـان شد، برای بررسی پایایی متغیرها در پـژوهش حاضـر از آزمـون دیکـی فـولر تعمـیم‌یافتـه (ADF) و فیلیـپس پـرون (PP) استفاده‌شده است. در جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد بـرای مقادیر لگاریتمی متغیرها گزارش‌شده است.

جدول ۳- وضعیت ایستایی متغیرهای مدل در واحد سطح و تفاضل مرتبه اول

Table 3. Stationary status of model variables per unit area and first order difference

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	ADF	PP	ADF	PP
Ln (CO_2)	-۰/۴۲	-۰/۱۴۷	-۶/۵۸۳*	-۹/۱۰۹*
Ln (GDP)	۰/۱۰۱	-۰/۰۱۸	-۵/۱۴۷*	-۵/۵۲۵*
Ln (URB)	-۱۸/۹۳۴*	-۳/۱۰۸**	-	-
Ln (EC)	-۰/۴۶	-۰/۴۰۹	-۶/۸۸۹*	-۶/۹۱۴*
Ln (FD)	۰/۲۷۱	۰/۰۸۴	-۴/*۴۶۶	-۴/۴۹۵*
Ln (TOP)	-۱/۶۴۶	-۱/۳۷۹	-۳/۷۰۱*	-۳/۷۹۱*
Ln (IV)	-۱/۱۳۱	-۱/۱۳	-۵/۴۴۳*	-۵/۴۴۳*

Ln (AV)	۰/۷۹۹	-۰/۸۳۱	-۶/۱۶۱*	-۸/۴۲۵*
Ln (SV)	-۰/۸۵۳	-۰/۳۰۶	-۴/۳۱۴*	-۷/۹۰۴*

مأخذ: یافته‌های تحقیق (* و ** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معنی‌دار در سطح ۱ درصد و ۵ درصد)

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، تمام متغیرهای مدل به‌جز رشد شهرنشینی در سطح مانا نیستند. لذا، نتایج آزمون‌های مربوطه مجدد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام گردید. نتایج حاصل از تفاضل مرتبه اول نشان داد، تمامی متغیرها مانا هستند، یعنی به معنای وجود هم‌انباشتگی از مرتبه اول برای متغیرهای مذکور برقرار است. با توجه به این که همه متغیرها در مرتبه یکسانی ایستا نیستند، برای برآورد مدل از الگوی ARDL استفاده‌شده است. در این الگو، درجه همبستگی متغیرها مهم نیست و همچنین با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها می‌توان مدل مناسب را بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه-های اقتصادی انتخاب کرد (۲۷). بر اساس ضابطه شوارتز بیزین، حداکثر وقفه بهینه مدل برابر ۲ انتخاب شد. علّت استفاده از این ضابطه این است که این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و درنتیجه از درجه آزادی بیشتری برخوردار است، به همین دلیل برای نمونه‌های کوچک بسیار مناسب می‌باشد.

قبل از پرداختن به نتایج، لازم به ذکر است که شرط گرایش الگوی پویای برآورد شده درروش ARDL به سمت تعادل بلندمدت، این است که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردبررسی اثبات شود. همان‌طور که بیان شد، با توجه به این که همه متغیرها مانا از درجه‌یک نیستند، لذا به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش "انگل گرنجر و یوهانسن و یوسیلیوس" نمی‌توان استفاده کرد، زیرا شرط استفاده از این روش‌ها هم‌جمع بودن متغیرها از درجه‌یک است. فلذا در این تحقیق از آزمون کرانه‌ها به هم‌جمعی یا همان باندتست که توسط پسران و همکاران (۲۷) و نارایان[۱] (۳۱) برای آزمون F ارائه گردیده، استفاده شد. با توجه به آماره F، اگر مقدار محاسباتی این آماره بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی (کران بالایی) به دست آید، آنگاه وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۴)، ازآنجایی‌که آماره F محاسباتی (برابر ۶/۲۷) بزرگ‌تر از مقدار کرانه بالا است، وجود رابطه بلندمدت تائید می‌شود و می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت. لذا، نتایج، فرضیه وجود رابطه هم‌جمعی یا بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند.

۱- برای نمونه‌هایی با حجم پایین، آماره F محاسبه‌شده بهتر است با مقادیر نارایان مقایسه شود (۳۲)

جدول ۴- نتایج آزمون کرانه‌ها برای وجود رابطه بلندمدت

Table 4. The results of the bounds test for the existence of a long-term relationship

ارزش‌های معیار F	پسران		نارایان	
	کران پایین I(۰)	کران بالا I(۱)	کران پایین I(۰)	کران بالا I(۱)
۱٪	۲/۶۲	۳/۷۷	۳/۶۴	۵/۳۹۴
۵٪	۲/۱۱	۳/۱۵	۲/۹۷	۴/۱۹۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از پی‌بردن به وجود رابطه بلندمدت در مورد متغیرهای تحت بررسی و تأیید هم‌انباشته بودن آن‌ها و عدم وجود رگرسیون کاذب، مدل بر اساس روش ARDL تخمین زده شد. در جدول (۵) نتایج حاصل از رابطه بلندمدت و تخمین ضرایب آن گزارش‌شده است. نتایج نشان می‌دهد، متغیرهای URB, EC, TOP, IV و SV در سطح یک درصد معنی‌دار و متغیرهای GDP و AV به ترتیب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار شده‌اند. همچنین نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی متغیرهای GDP و TOP بر مقدار انتشار دی‌اکسید کربن در بلند می‌باشد، به این معنی که با یک درصد افزایش در رشد اقتصادی و درجه باز بودن تجارت با فرض ثابت بودن سایر شرایط، انتشار دی‌اکسید کربن به میزان به ترتیب ۰/۴۶۵ و ۰/۱۲۵ درصد کاهش می‌یابد. ازآن‌جایی‌که مدل به‌صورت لگاریتمی تصریح‌شده است، ضرایب ارائه‌شده به‌دست‌آمده، کشش‌های بلندمدت مقدار انتشار دی‌اکسید کربن را نسبت به هر یک از عوامل تأثیرگذار بر آن نشان می‌دهد. در این مدل تأثیرگذارترین متغیر بر دی‌اکسید کربن در بلندمدت، نرخ رشد شهرنشینی می‌باشد که داشتن بالاترین ضریب یعنی ۰/۵۲۷ این ادعا را به اثبات می‌رساند. پس می‌توان نتیجه گرفت، افزایش شهرنشینی در ایران یکی از مهم‌ترین متغیرهای مؤثر برافزایش مقدار انتشار دی‌اکسید کربن می‌باشد. رشد سریع جمعیت شهرنشینی سبب گسترش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش روند روزافزون مصرف منابع و انرژی[۱] می‌شود. جمعیت بیشتر به محصولات بیشتری نیازمند است و تولید بیشتر به ایجاد مشاغل بیشتر می‌انجامد. افزایش اشتغال و تولید به افزایش گازها و انواع آلاینده‌های زیست‌محیطی و محصولات جانبی آسیب‌رسان به کره زمین منجر می‌شود. از دیگر نتایج تأثیرگذار متغیرهای جدول (۵)، رابطه مثبت و معنی‌دار بین مصرف انرژی و مقدار دی‌اکسید کربن است. هرچه مصرف انرژی بیشتر باشد، به‌تبع آن آلودگی ناشی از آن نیز بیشتر شده و اثرات منفی زیست‌محیطی را به دنبال خواهد داشت. به‌طورکلی آن چه از نتایج در بلندمدت مشخص است این است که تمامی متغیرهای مدل به‌جز توسعه مالی بر مقدار آلودگی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارای تأثیر معنی‌داری می‌باشند.

۱- تمرکز کارخانه‌ها و شرکت‌های تولیدی در مراکز شهری باعث می‌شود که جمعیت روستایی با هدف یافتن شغل، کسب درآمدهای بالاتر و استفاده از امکانات گسترده به سمت مناطق شهری حرکت کنند. پدیده شهرنشینی نیز الگوی مصرف انرژی را تحت تاثیر قرار داده و استفاده بی‌رویه از آن را موجب می‌شود.

جدول ۵- برآورد رابطه بلندمدت مدل

Table 5. Estimation of the long-term relationship of the model

متغیرها		ضرایب	آماره t
C	عرض از مبدأ	۰/۹۳۸	۱/۰۷
Ln (GDP)	لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۰/۴۶۵	-۲/۴۵**
Ln (URB)	لگاریتم رشد شهرنشینی	۰/۵۲۷	۶/۷۴*
Ln (EC)	لگاریتم مصرف انرژی	۰/۴۲۱	۲/۹۷*
Ln (FD)	لگاریتم توسعه مالی	-۰/۰۶۴	-۰/۲۲
Ln (TOP)	لگاریتم درجه بازبودن تجاری	-۰/۱۲۵	-۳/۶۸*
Ln (IV)	لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت	۰/۳۳۸	۳/۲۶*
Ln (AV)	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۲۸۱	۱/۸۲***
Ln (SV)	لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات	۰/۱۹	۳/۳۲*

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد)

حال برای آگاهی از این که تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در تولید چگونه به سمت تعادل بلندمدت صورت می‌گیرد، از مدل تصحیح خطا یا EMC استفاده‌شده است. عمده‌ترین دلیل استفاده از الگوی ARDL آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد و در این مدل این امکان وجود دارد که الگوی تصحیح خطا مرتبط با آن نیز ارائه می‌شود. با توجه به نتایج جدول (۶) مشاهده می‌گردد، نتایج به‌دست‌آمده تا حدودی با نتایج بلندمدت هم‌خوانی دارد. در کوتاه‌مدت رشد اقتصادی تأثیر مثبتی را بر مقدار انتشار دی‌اکسید کربن داشته است. همچنین متغیر توسعه مالی نیز در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌داری در سطح ۵ درصد بر مقدار آلودگی داشته است که در بلندمدت اثر این متغیر بی‌تأثیر بوده است. از دیگر نتایج جدول (۶)، ضریب EMC نشان می‌دهد، در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل‌شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از تخمین این مدل در جدول (۶)، مشاهده می‌گردد که این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به گونه ای‌که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۰/۱۴ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت نزدیک به ۷ دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس‌ازآن رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت. در مباحث زیست‌محیطی معمولاً مقدار این ضریب کوچک به دست می‌آید و مدت‌زمانی بیشتر به طول خواهد کشید تا شوک وارده به متغیر زیست‌محیطی تعدیل شود. گفتنی است که تمامی پارامترهای مدل تصحیح خطا در جدول به شکل تفاضل مرتبه اول می‌باشند.

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

Table 6. Estimation results of the error correction model

متغیرها		ضرایب	آماره t
عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	۰/۶۰۲	۱/۴۴
ΔLn (GDP)	تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰/۴۳۳	۳/۹۴**
ΔLn (URB)	تفاضل لگاریتم رشد شهرنشینی	۰/۳۷۴	۳/۴۵*
ΔLn (EC)	تفاضل لگاریتم مصرف انرژی	۰/۳۹۲	۳/۸۶*
ΔLn (FD)	تفاضل لگاریتم توسعه مالی	-۰/۰۳۶	-۲/۳۴**
ΔLn (TOP)	تفاضل لگاریتم درجه بازبودن تجاری	-۰/۰۶۱	-۱/۷۹***
ΔLn (IV)	تفاضل لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت	۰/۲۲۷	۲/۸۶*
ΔLn (AV)	تفاضل لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۱۱۲	۳/۱۳*
ΔLn (SV)	تفاضل لگاریتم ارزش افزوده بخش خدمات	۰/۱۷۷	۲/۵**
ECM (-1)	ضریب تصحیح خطا	-۰/۱۳۷	-۶/۲۳*

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*، ** و *** به ترتیب معنی دار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد)

ازآن جاکه در رابطه تعادلی کوتاه‌مدت تعادل با وقفه انجام می‌شود، انتظار می‌رود که اثر متغیرهای مستقل بر وابسته نسبت به مقدار تعادلی بلندمدت آن‌ها کمتر باشد. همان‌گونه که در جدول فوق ملاحظه می‌گردد، این مورد برای تمامی متغیرهای معنی‌دار صادق است.

بحث

سهم عمده تولید گازهای گلخانه‌ای بر پایه دی اکسیدکربن مربوط به کشورهای توسعه یافته و کشورهای مرسوم به اقتصادهای نوظهور می‌شود که برای حفظ رشد مستمر اقتصادی خود مجبور به افزایش مصرف انرژی هستند (۲۴). به استناد آمار موجود از اوایل صنعتی شدن جهان تاکنون غلظت دی اکسید کربن افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته و همین امر سبب تغییرات چند درجه‌ای در دمای زمین شده است. دربسیاری از مطالعات در این حوزه میزان انتشار این گاز به عنوان معیار و یا شاخصی جهت بیان آلودگی هوا به کار رفته است. برای مثال، در محاسبه پس انداز تعدیل شده توسط بانک جهانی (برای محاسبه استهلاک منابع طبیعی) از گاز دی اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده شده است. نظر به اهمیت انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی و روند صعودی میزان انتشار به موازات افزایش تقاضای جهانی انرژی، این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر انتشار CO_2 در اقتصاد ایران پرداخته است.

شواهد زیادی مبنی بر وجود ارتباط مثبت بین مصرف انرژی و بهبود متغیرهای کلان اقتصادی است. بهبود متغیرهای کلان اقتصادی به واسطه رشد مصرف انرژی، سبب گسترش آلودگی می‌گردد. ارتباط بین متغیرهای اقتصادی با آلودگی محیطی همانند ارتباط بین این متغیرها با مصرف انرژی است. تولید ناخالص ملی یکی از متغیرهای مهم اقتصادی است که معیاری برای سنجش رشد اقتصادی محسوب می‌شود. ارتباط بین رشد اقتصادی با آلودگی محیط‌زیست طی دو دهه اخیر به طور گسترده‌ای مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفته است. با توجه به آزمون‌های آماری مورد استفاده در پژوهش حاضر، آشکار می‌شود که متغیر GDP در کوتاه‌مدت تاثیر مثبت و در بلندمدت تاثیر منفی بر مقدار انتشار دی‌اکسیدکربن داشته است. به این معنی که در کوتاه‌مدت، با یک درصد افزایش در رشد اقتصادی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، انتشار دی‌اکسید کربن به میزان ۰/۴۳۳ درصد افزایش می‌یابد. تاثیر

مثبت و معنی‌دار این متغیر بر انتشار دی اکسید کربن علاوه بر سازگار بودن با مبانی نظری، با مطالعات تجربی سازگار و متناظر با یافته‌های آزموماهو و همکاران (۳۳)؛ جلیل و محمود (۳۴)؛ بگوم و همکاران (۲۱)؛ ترابی و همکاران (۳۵)؛ هراتی و همکاران (۲۵) و سلمانی و همکاران (۲۴) است. می توان این گونه تفسیر کرد که افزایش تولید ناخالص مستلزم استفاده بیشتر از نهاده‌های تولید ازجمله انرژی است و همین امر هم سبب ساز افزایش انتشار دی اکسید کربن می شود.

در مدل موردبررسی ضریب برآوردی برای متغیر مصرف انرژی به عنوان یک عامل تاثیرگذار بر انتشار دی‌اکسید کربن دارای تاثیر معنی‌دار و مثبت است. این نتیجه باتوجه به سیاست‌های بکارگرفته‌شده در بخش انرژی ایران دور از انتظار نیست، چراکه اعطای یارانه در مقیاس وسیع به مصرف انرژی، استفاده از ماشین‌آلات آلاینده، تکنولوژی قدیمی و سرانه مصرف بالای آن در مقایسه با استاندارد جهانی از جمله عواملی است که می‌تواند در توجیه رابطه مثبت بین افت کیفیت محیط‌زیست و مصرف انرژی در اقتصاد ایران مورد توجه قرار گیرد.

از دیگر نتایج تحقیق وجود رابطه مستیقیم بین جمعیت شهرنشینی و میزان انتشار دی اکسید کربن است. با افزایش جمعیت، محیط‌زیست می‌تواند آسییب بیشتری ببیند. رابطه بین رشد جمعیت و محیط‌زیست همواره به مثابه یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر سیر تکاملی جامعه یه سمت وضعیتی بوده است که در اصطلاح "مطلوبیت زیست‌محیطی" خوانده می‌شود. رشد سریع جمعیت شهرنشینی سبب گسترش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش روند روزافزون مصرف منابع و انرژی می‌شود که ازجمله فاکتورهای مهم و مؤثر بر محیط‌زیست و افزایش گازها و انواع آلاینده‌های زیست‌محیطی تلقی می‌شوند. در همین ارتباط، نتایج پژوهش‌های الم و همکاران (۳۶)؛ بگوم و همکاران (۳۷)؛ سلمانپور (۳۸) و نصراللهی و هادیان (۳۹) بر ضرورت نقش این متغیر و به وجود رابطه مثبت بین این متغیر با کاهش آلودگی زیست‌محیطی تاکید داشته‌اند.

در این پژوهش، از دیگر متغیرهای تاثیرگذار بر انتشار کربن‌دی اکسید، توسعه مالی است که در کوتاه‌مدت تاثیر مثبت بر کاهش انتشار کربن دی‌اکسید داشته است. به بیان تامازیان و همکاران (۱۶)، توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه نقش تعیین کننده‌ای بر کیفیت محیط‌زیست خواهد داشت. آنها همچنین اذعان دارند که بازار سرمایه و توسعه بخش بانکی همراه با سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کمک شایانی در دستیابی به سطوح پایین‌تر انتشار دی اکسید کربن خواهد کرد.

از دیگر نتایج این پژوهش وجود ارتباط منفی بین تجارت و محیط زیست است که این نتایج متناظر با دیدگاه خوش‌بینانه در مورد ارتباط بین این دو متغیر است. رویکرد خوش بینانه در ارتباط بین تجارت و محیط‌زیست معتقد است که افزایش تجارت، کیفیت محیط‌زیست را در کشورهای درحال‌توسعه ارتقا می‌بخشد. طرفداران این دیدگاه معتقد هستند که تجارت آزاد از طریق تخصیص و مصرف کارآمدتر منابع، به کشورها اجازه می-دهد در تولید کالاها و خدماتی که در آنها دارای مزیت نسبی هستند، تخصص یافته و از این‌رو میزان تولید را به‌ازای سطوح مشخص انرژی و مواد حداکثر سازند. این استدلال بر توانایی تجارت آزاد در افزایش منابع مالی دردسترس برای حفاظت از محیط‌زیست از طریق ارتقای ظرفیت تولید تاکید دارد.

تمایز این پژوهش با مطالعات صورت‌گرفته در تعریف و تاثیر رشد زیربخش‌های اقتصادی کشور (صنعت، خدمات و کشاورزی) بر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن است. در این تحقیق سعی بر آن شد که با در نظر گرفتن متغیرهای ارزش‌افزوده بخش صنعت، کشاورزی و بخش خدمات، که در کمتر مدلی به این متغیرها پرداخته‌شده است، در کنار عواملی مانند تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، رشد شهرنشینی، باز بودن تجارت و توسعه مالی به نتایج متفاوتی از سایر پژوهش‌ها دست یابد. اهمیت بررسی نحوه تاثیرگذاری این متغیرها بر انتشار دی‌اکسیدکربن از این جهت است که با رشد زیربخش های اقتصادی کشور، تقاضا برای مواد اولیه تأمین‌کننده این بخش‌ها افزایش‌یافته است؛ با پیش آمد موارد مذکور در فوق انتظار می-

1- Ecological Utility

رود با رشد این بخش‌ها میزان انتشار دی‌اکسید کربن افزایش یابد. از سوی دیگر رشد این بخش‌ها تقاضا برای حامل‌های انرژی را افزایش داده و این امر عاملی برای افزایش بی‌رویه انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود. نتایج نشان داد که متغیرهای ارزش افزوده بخش صنعت (IV)، ارزش افزوده بخش کشاورزی(AV) و ارزش افزوده بخش خدمات(SV) تاثیر معنی‌داری بر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن دارند، به‌نحوی‌که در کوتاه‌مدت و بلندمدت بخش صنعتی بیشترین تاثیر مثبت را بر افزایش این آلاینده زیست‌محیطی داشته است.

نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی عوامل مهمی است که در انتشار دی‌اکسید کربن نقش دارند. مطالعه حاضر با بهره‌گیری از رهیافت خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۸۵ مورد بررسی قرار گرفت. همچنین به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون کرانه‌ها به هم‌جمعی یا همان باندتست که توسط پسران و همکاران و نارایان برای آزمون F ارائه گردیده، استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد، ازآن جایی‌که آماره F محاسباتی (برابر ۶/۲۷) بزرگ‌تر از مقدار کرانه بالا است، وجود رابطه بلندمدت تائید شد. می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت؛ و فرضیه وجود رابطه هم جمعی یا بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت نمایانگر معنی‌داری کلیه ضرایب به‌جز ضریب توسعه مالی (FD) بوده است. همچنین با برآورد میزان ECM می‌توان گفت که در هر دوره به میزان ۰/۱۴ از خطای عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای دستیابی به تعادل بلندمدت خود تعدیل می‌شود. نتایج حاصل از روابط بلندمدت این مطالعه نشان داد، متغیرهای رشد شهرنشینی، مصرف انرژی، ارزش‌افزوده بخش صنعت، کشاورزی و بخش خدمات رابطه مستقیم و معنی‌داری با میزان انتشار دی‌اکسید کربن داشته است. با توجه به بیشترین ضریب معنی‌داری مربوط به رشد شهرنشینی می‌توان گفت، محرک اصلی افزایش انتشار دی‌اکسید کربن، رشد شهرنشینی و به‌تبع آن ارزش‌افزوده زیر بخش‌های اقتصاد کشور خواهد بود. می‌توان نتیجه گرفت که دولت در اجرای سیاست‌ها و ایجاد قوانین مالیاتی بر زیر بخش‌های اقتصادی در خصوص افزایش گازهای گلخانه‌ای بااحتیاط و دقت خاصی عمل کند تا اعمال این سیاست‌ها آثار مثبتی برافزایش بهره‌وری و مصرف انرژی زیر بخش‌های مختلف اقتصادی داشته باشد.

References

1. Sharzehi, GH.H., Haghani, M. Causality between Co2 Gas Emission and National income with Emphasis on Energy Consumption in IRAN. 2009, Economic Research, 44(2), 75-90. (In persian)
2. Balali, H., Zamani-Dadandeh, O., Yousofi, A. 2013. The Relationship between Economic Growth and Environmental Pollution in Oil Sector with Emphasis on Oil Price Volatility: Case Study of Iran, Planning & Budgeting, 18 (3), 49-66 (In persian)
3. Chontanawat, J., Hunt, L.C., Pierse, R. 2006. Causality between energy consumption and GDP: evidence from 30 OECD and 78 non OECD countries (No. 113). Surrey Energy Economics Centre (SEEC), School of Economics, University of Surrey.
4. Clevend, C. J., Costanza, R., Hall, C. A. S., Kaufmann, R. 1984. Energy and the US economy, A Biophysical perspective. Science New Series 225(4665), 890-897.
5. Popp, D., Newell, R. G. 2009. Energy, the environment and technological change, Working papers. National Pureau of Economic Research Inc, 2(21), 873-937.
6. Shahbazi, Sh., Asgharpur, H., moharramzadeh, K. 2011. Impact of Oil Different Products Consumption

on Economic Growth in Iran Provinces. Quaterly Journal of Economic Modeling, 6(17), 25-44. (In persian)

7. Razzaghi, M., Rezaie, R., Shabanali, H. 2012. Identifying the Inhibiting Factors of Application Development of Renewable Energies in Smallholder Farming Systems of the Tafresh Township. Iranian Journal Energy, 15(3), 1-18. (In persian)
8. Energy balance. 2007. prepared and compiled by the Electricity and Energy Macro Planning Office. (In persian)
9. Taheri, Gh., Hosseini-Nejad, S.M. 2012. Investigation of the environmental situation in energy consuming sectors. Journal of Statistics, 2(5), 16-20. (In persian)
10. Foster, J.B. 1999. Marx's theory of metabolic rift: classical foundation for environmental sociology. American Journal of Sociology, 105 (2), 366–405.
11. York, R. 2007. Demographic Trends and Energy Consumption in European Union Nations (1960–2025). Social Science Research, 36 (3), 855–872.
12. York, R., Rosa, E.A., Dietz, T. 2003. A rift in modernity? Assessing the anthropogenic sources of global climate change with the STIRPAT model. International Journal of Sociology and Social Policy, 23 (10), 31–51.
13. Bayani, O., Farazmand, H. 2012. Investigating the impact of urbanization and energy consumption on environmental pollution in Iran. The first national conference on solutions to achieve sustainable development. General Directorate of Non-Active Defense (Ministry of the Interior), Natural Disaster Research Institute. (In persian)
14. Makoto, Ch., Akimasa, F., Shinji, K., Phetkeo, P., Satoru, K., Andrey, K. 2015. The moderating effects of urbanization on carbon dioxide emissions: A latent class modeling approach, Technological Forecasting & Social Chang, 90, 302-317.
15. Frankel, J., Romer, D. (1999) Does Trade cause Growth? The American economic review. 89 (3), 397-399.
16. Tamazian, A., Chousa, J. P., Vadlamannati, K. C. 2009. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries. Energy Policy, 37 (1), 246-253.
17. Sadorsky, P. 2010).The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. Energy Policy, 38 (5), 2528-2535.
18. Tamazian, A., Rao, B. B. (2010) Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. Energy Economics, 32 (1), 137-145.
19. Halicioglu, F. 2009. An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. Energy Policy, 37 (3), 1156-1164.
20. Khan, M. K., Teng, J. Z., Khan, M. I. 2019. Effect of energy consumption and economic growth on carbon dioxide emissions in Pakistan with dynamic ARDL simulations approach. Environmental Science and Pollution Research, 23(26), 23480-23490.
21. Begum, R. A., Sohag, K., Syed Abdullah, SH. M., Jaafar, M. 2014.

CO2 emissions, energy consumption, economic and population growth in Malaysia. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 41(8), 594–601.

22. Jalil, A., Mahmud, S. F. 2009. Environment Kuznets curve for CO2 emissions: A cointegration analysis for China. Energy Policy, 12(37), 5167-5172.
23. Pao, H. T., Yub, H. Ch., Yangb, Y. H. (2011) Modeling the CO2emissions, energy use and economic growth in Russia. Energy, 36(8), 5094–5100.
24. Salmani, M. R., Shokri, M., Abedzadeh, K. 2017. Study Factors affecting emission of Gas co2 in Iran. Iranian Journal of Energy, 20 (1), 55-74. (In persian)
25. Harati, J., Ebrahimi Salari, T., Amini, T. An Investigation of the Long-run and Short-run Impactsof Income Inequality on Quality of Environment in Iran (An Application of the Bayer Hanck Cointegration Approach), Environmental and Natural Resource Economics, 1(1), 111-138. (In persian)
26. Sadegi, S. K., Ebrahimi, S. 2013. Impact of Coal Consumption on Carbon Dioxide Emissions in Iran. Iranian Energy Economics, 2(7), 43-73. (In persian)
27. Pesaran, H. M., Shin, Y., Smith, R. J. 2001. Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.
28. Rauf, R., Zhang, J., Li, J., Amin, W. 2018. Structural changes, energy consumption and carbon emissions in China: Empirical evidence from ARDL bound testing model. Structural Change and Economic Dynamics, 47,194-206.
29. Abrishmi, H. 2009. Applied Econometrics: New Approaches. Tehran University Publications, p. 348. (In persian)
30. Shahbaz Akmal, M. 2007. Stock Returns and Inflation: An ARDL Econometric Investigation Utilizing Pakistani Data. Pakistan Economic and Social Review, 45(1), 89-105.
31. Narayan, P. K. 2004. Reformulating Critical Values for the Bounds F-statistics Approach to Cointegration: an Application to the Tourism Demand Model forFiji. Department of Economics Monash University, 2(4), 1-37.
32. Razzaghi, M., Rezaie, R., Shabanali, H. 2012. Identifying the Inhibiting Factors of Application Development of Renewable Energies in Smallholder Farming Systems of the Tafresh Township. Iranian Journal of Energy,15(3), 1-18. (In persian)
33. Azomahou, T., Laisney, F., Van, P. H. 2006. Economic development and CO2 emissions: A nonparametric panel approach. Journal of Public Economics, 90, 1347-1363.
34. Jalil, A., Mahmud, S. F. 2009. Environment Kuznets curve for CO2 emissions: A cointegration analysis for China. Energy Policy, 12(37), 5167-5172.
35. Torabi, T., Khajooeipour ,A., Tarighi, S., Pakravan, M. R. 2015 The Effect of Energy Consumption, Economic Growth and International Business on Greenhouse Gas Emission in Iran. Quarterly Journal of Economic Modelling. 9(29), 63-84. (In persian)
36. Alam, S., Ambreeen, F., Muhammad, B. 2007. Sustainable Development in Pakistan in the Context of Energy

Consumption Demand and Environmental Degradation. Journal of Asian Economics, 18, 825-837.

37. Begum, R. A., Sohag, K., Mastura Syed Abdullah, S., Jaafar, M. 2015. CO2 Emissions, Energy Consumption, Economic and Population Growth in Malaysia. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 41, 594–601.
38. Salmanpour, A. 2019. The Effect of population growth, human capital and petroleum products on environmental pollution in Iran. Environmental Science and Technology. 230(4), 239-255.
39. Haddian, A. 2018. The effect of population growth on environment in Iran and other countries in the MENA region. The Macro and Strategic Policies, 6(21), 40-60.