فصلنامه انرژی ایران، دوره ۲۵، شماره۱، بهار ۱۴۰۱، صفحه ۱-۱۳

بررسی اثر شدت فرآورده های نفتی، مصرف نفتگاز و تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل ایران

مهدی رستمی
استادیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشگاه صنعت نفت (نویسنده مسئول)
mrostami@put.ac.ir
تارخ بحردو
کارشناس ارشد اقتصاد نفت و گاز ، دانشگاه صنعت نفت
tarokhbahrdo@gmail.com

تاریخ دریافت:
۱۴۰۰/۷/۲۴

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۱/۱۰/۱۸

کلمات کلیدی:
انتشار گاز دی‌اکسیدکربن ، بخش حمل و نقل ، شدت فرآورده، مدل خود توضیح برداری با وقفه های توزیعی (ARDL).

چکیده

پژوهش حا ضر علاوه بر بر رسی تاثیر تولید ناخالص داخلی و مقدار مصرف نفت گاز بعنوان بزرگترین فراورده مورد مصـــرف در بخش حمل و نقل ایران، با معرفی شـدت فرآورده های نفتی (نسـبت مصـرف فرآورده های نفتی به تولید ناخاص داخلی)، اثر آن را در انتشار دی اکسید کربن در این بخش بررسی نموده است. برای سنجش و تجزیه و تحلیل تاثیر متغیرهای مزبور از مدل خود توضـــیح برداری با وقفه های توزیعی (ARDL) بین سال های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است.

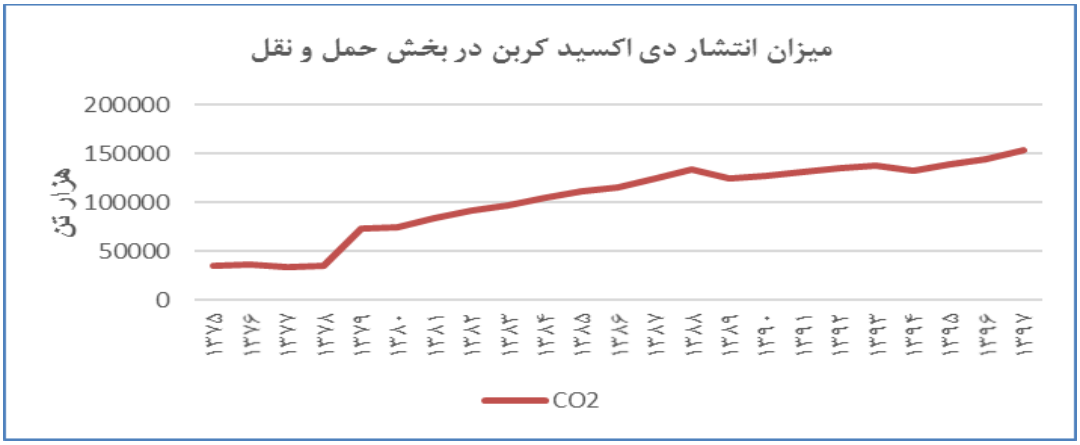
نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که در بلندمدت، متغیرهای میزان مصـــرف نفتگاز، شـــدت فرآورده و تولید خالص داخلی ســـرانه به ترتیب بیشترین تاثیر را بر میزان انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل در ایران دارند. در حالی که در کوتاه مدت شـــدت فرآورده تاثیر معناداری بر انتشـار کربن نداشـته و تولید خالص داخلی سـرانه و میزان مصـرف نفتگاز اهمیت بی شتری دا شته اند. توجه سیا ستگذارن به بهبود کیفیت نفتگاز و جایگزینی آن با سـوختهای پاک، کاهش شـدت مصـرف فرآورده از طریق بهبود تکنولوژی ساخت خودروهای سنگین و نو سازی ناوگان می تواند به کاهش انتشـار دی اکسـید کربن و سـایر آلایند های زیسـت محیطی در بخش حمل و نقل ایران کمک کند.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

۱. مقدمه

استفاده روز افزون از فراورده های نفتی در بخش حمل ونقل منجر به انتشار گازهای گلخانه‌ای در این بخش شده است که این امر نگرانی‌هایی درخصوص تغییر اقلیم ایجاد کرده است. در سال ۲۰۲۰ بیش از ۲۳ درصد انتشار گازهای گلخانه‌ای دنیا توسط بخش حمل و نقل و مصرف انواع حامل‌های انرژی در آن بخش ایجاد شده است (آژانس بین‌المللی انرژی[۱]، ۲۰۲۱). ایران نیز به استناد آمار های بین المللی بعد ازکشورهای چین، آمریکا، هند، روسیه و ژاپن دررتبه ششم بیشترین انتشار کربن قرار دارد (Statistica, ۲۰۲۱).

در سال ۱۳۹۷ بخش حمل و نقل حدود ۲۶% کل انرژی در ایران را مصرف کرده که پس از بخش خانگی – تجاری و تقریبا معادل بخش صنعت بعنوان دومین بخش پر مصرف انرژی کشور محسوب می شود. همچنین، این بخش ۶۵/۵ درصد مصرف فرآورده‌های نفتی کشور، یعنی ۳۰۵/۳ میلیون بشکه معادل نفت خام را در سال ۱۳۹۷به خود اختصاص داده است. علاوه براین، بخش حمل و نقل بیشترین سهم از انتشار انواع گازهای آلاینده را در بین بخش‌های مختلف اقتصادی کشور دارد، به طوریکه در سال ۱۳۹۷، حدود ۲۴/۲ درصد از دی اکسیدکربن بعنوان بزرگترین الوده کننده هوا از این بخش متصاعد شده است. بخش حمل و نقل در سال مزبور، معادل ۵۰ در صد الوده کننده های SO_2 و NO_x را هم منتشر کرده است (آمار و نمودارهای انرژی ایران و جهان، ۱۳۹۷). نمودار ۱ روند انتشار دی اکسید کربن را طی دوره مطالعه نشان می دهد.



نمودار ۱: روند انتشار گاز دی اکسیدکربن برای دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۵

منبع: یافته‌های تحقیق

بخش حمل‌ونقل جزو بخش‌های پرمصرف انرژی بوده و همچنین بزرگترین انتشار دهنده گاز دی اکسیدکربن در ایران است. بنابراین، در جهت کاهش آلودگی‌های زیست محیطی و بهبود کارایی مصرف انرژی در بخش حمل ونقل، توجه ویژه به عوامل موثر بر انتشار آلودگی در این بخش ضروری است. تحقیق حاضر ضمن بررسی تاثیر مهمترین عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل ایران ، توصیه های سیاست‌گذاری و راه‌حل‌هایی برای کاهش انتشار آن با توجه به یافته های پژوهش برای بخش حمل و نقل ارائه خواهد کرد.

در ادامه به معرفی ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی می‌پردازیم. بخش سوم شامل روش شناسی و معرفی داده ها است. در بخش چهارم نتایج تخمین مدل تحقیق تجزیه و تحلیل می‌شود و در پایان نتایج مطالعه حاضر و پیشنهادات سیاستی ارائه می گردد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

[۱] International Energy Agency (IEA)

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

مبانی نظری

همه فعالیت‌های تولیدی و خدماتی برای تامین مواد اولیه و عرضه محصولات به صورت‌های مختلفی به حمل و نقل نیاز دارند، بنابراین رشد اقتصادی به صورت مستقیم به توسعه بخش حمل و نقل وابسته است و تحت تأثیر میزان توسعه و کارایی بخش حمل و نقل است. اما از طرف دیگر ، حمل و نقل با استفاده از سوختهای فسیلی دارای تبعات منفی همانند تولید گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف این سوخت هاست.

مطالعات پیشین زیادی در خصوص تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای مختلف انجام شده است که مهمترین این مطالعات منحنی زیست محیطی کوزنتس است. بر اساس منحنی کوزنتس (EKZ)، در مراحل اولیه فرآیند توسعه یافتگی و رشد اقتصادی با توجه به ارجحیت نسبتا زیاد تولید ملی و سطح اشتغال به محیط زیست پاک، افزایش استفاده از منابع طبیعی و رشد مصرف انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا می تواند به انتشار آلودگی منجر شود. در این مرحله با توجه به درآمد سرآنه پایین، بنگاهای اقتصادی قادر به تأمین مالی هزینه‌های کاهش آلودگی نیستند و به نوعی آثار محیط زیستی رشد اقتصادی مورد توجه قرار نمی‌گیرند. اما در مرحله بعدی فرآیند توسعه یافتگی و پس از افزایش درآمد ملی، توجه به وضعیت محیط زیست از اهمیت و ارزش بیشتری برخوردار می‌شود و شاخص‌های انتشار آلودگی محیط زیست کاهش می‌یابد (برقی اسکویی، ۱۳۸۷).

پیشینه تحقیق

با بررسی ادبیات موضوع مرتبط می توان دو دسته از مطالعات را نشخیص داد. در گروه اول عمدتا تاثیر تولید ناخاص داخلی (یا رشد اقتصادی) بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای مختلف بررسی شده است. اما در گروه دوم بطور خاص، محققین در مورد عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل تمرکز کرده اند.

تاثیر تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در سطح کلان اقتصادی

کوهلر[۲] (۲۰۱۳) با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به بررسی روابط میان درآمد و تجارت خارجی با انتشار دی اکسید کربن برای کشورهای جنوبی آفریقا پرداخته است. در این تحقیق داده ها در حد فاصل سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۹ برای تصریح مدل به کار برده شده اند. در این تحقیق نشان داده شده است که یک رابطه قوی بلند مدت میان درآمد (رشد اقتصادی) و انتشار دی اکسید کربن وجود دارد. در حالی که نمی‌توان با اطمینان در باره وجود چنین رابطه‌ای برای میزان تجارت خارجی و انتشار کربن نظر داد.

کیس و سامی[۳] (۲۰۱۶) در مقاله خود به بررسی رشد اقتصادی و مصرف انژی و تاثیرات آنها بر انتشار گاز دی اکسید کربن پرداخته اند. در این تحقیق که برای ۵۸ کشور و بین سال های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۲ انجام شده است، از روش پانل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای بررسی میزان اثرات استفاده شده است. یافته های آن ها حاکی از آن است که رشد تولید ناخالص داخلی تنها در کشورهای حوزه‌ی امریکای لاتین سبب کاهش انتشار دی اکسید کربن شده است و در بقیه‌ی قاره ها اثر افزایشی داشته است. مصرف انرژی نیز در تمام موارد مورد مطالعه اثر مثبتی بر انتشار گاز دی اکسید کربن دارد. دونگ و همکاران[۴](۲۰۱۸) با براورد یک مدل پانل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به بررسی اثر تولید ناخالص داخلی سرانه، شدت انرژی و رشد جمعیت بر روی انتشار دی اکسید کربن پرداخته اند. نتایج این تحقیق نیز نشان می دهد که رشد جمعیت و رشد تولید ناخالص داخلی سبب افزایش انتشار دی اکشید کربن شده است، در حالی که بهبود کارایی انرژی سبب کند شدن انتشار دی اکسید کربن می شود. این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که اثر افزایش تولید ناخالص داخلی در

[۲] Kohler, (۲۰۱۳)
[۳] Kais & Sami (۲۰۱٦)
[٤] Dong et al. (۲۰۱۸)

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

کشورهای ثروتمندتر بر روی انتشار دی اکسید کربن بیشتر از کشورهای دیگر است. انور و همکاران[۵] (۲۰۲۰) با تخمین یک مدل پنل با اثر ثابت برای کشورهای خاور دور بین سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷ نشان دادند که رشد اقتصادی ، شهرنشینی و ازادی تجاری بطور قابل توجهی تعیین کننده انتشار دی اکسید کربن در این کشورها هستند. ثاقب و بن حماد[۶] (۲۰۲۱) در یک تحلیل متا و استفاده از ۱۰۱ مقاله چاپ شده بین سال های ۲۰۰۶-۲۰۱۹ نتیجه گرفتند که بطور کلی یافته های این تحقیقات از فرضیه محیط زیستی کوزنتس پشتیبانی می کنند.

در مطالعات داخلی، درگاهی و بهرامی غلامی (۱۳۹۰) به بررسی عوامل انتشار دی اکسید کربن در دو گروه کشورهای توسعه یافته و کشورهای عضو اوپک بین سال‌های ۱۹۷۷ تا ۲۰۰۴ پرداخته اند. آن ها در این تحقیق که به صورت پانل انجام شده است تاثیر تولید ناخالص داخلی، سهم تولیدات کارخانه ای از تولید ناخالص داخلی، سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی را بر انتشار گاز دی اکسید کربن را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان می دهد که تولید ناخالص داخلی، سهم تولیدات کارخانه ای از تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی باعث افزایش انتشار گاز دی اکسید کربن می شوند در حالی که سهم تجارت خارجی از تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر انتشار گاز دی اکسید کربن دارد.

فلاحی و حکمتی فرید (۱۳۹۲) به بر سی اثرات درآمد سرانه داخلی حقیقی، سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی بر روی انتشار گاز دی اکسید کربن بین سال های ۱۳۸۲ و ۱۳۸۶ به صورت روش پانل و برای تمامی استان های ایران پرداخته اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه بلند مثبت و معنادار بین انتشار گاز کربن دی اکسید و درآمد سرانه داخلی حقیقی، سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی وجود دارد و اثر شدت انرژی بیشتر از سایر عوامل بوده است. در حالی که سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی کمترین تاثیر را دارا میباشد.

تمیزی (۱۳۹۴) با استفاده از روش میانگین گیری مدل بیزینی نشان داد که بین سال های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۴ برای ۵۵ کشور در حال توسعه، فرضیه زیست محیطی کوزنتس مبنی بر وجود رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و الودگی محیط زیست وجود دارد. رفیعی و همکاران (۱۳۹۶) ارتباط بین انتشار بین دی اکسید کربن و مصرف انرژی بین سالهای ۱۳۵۷-۱۳۹۳ در ایران را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که ارتباط مثبت و معناداری بین مصرف انرژی و انتشار الودگی هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت وجود دارد. بهرامی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از روش رگرسیون فازی مشخص کردند که تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و درجه باز بودن تجارت تأثیر مثبتی بر انتشار گاز دی اکسید کربن دارند.

عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسیدکربن در بخش حمل و نقل

یانگ و دیگران [۷](۲۰۱۵) به بررسی اثرات جنبه های اجتماعی- اقتصادی حمل و نقل بر انتشار دی اکسید کربن در مناطق چین پرداخته اند. در این تحقیق که داده های بین سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ را در بر می‌گیرد، محققان با استفاده از روش پنل اثر ثابت دوطرفه به این نتیجه رسیده اند که حمل نقل عمومی شهری مهم ترین تاثیر را بر انتشار گاز دی اکسید کربن در چین دارد در حالی که مالکیت خودرو تاثیر معناداری در انتشار گاز دی اکسید کربن در چین ندارد.

خرباش و کفادی [۸](۲۰۱۷) به بررسی عوامل موثر بخش حمل و نقل بر روی انتشار دی اکسید کربن در مراکش پرداخته اند. این مقاله با استفاده از روش VECM بین سال های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ نشان داده است که یک رابطه بلند مدت مثبت بین مصرف گازوئیل در بخش حمل و نقل و انشار دی اکسید کربن وجود دارد.

[۵] Anwar et al. (۲۰۲۰)
[۶] Saqib & Binhmad (۲۰۲۱)
[۷] Yang et al (۲۰۱۵)
[۸] Kharbach & Chfadi (۲۰۱۷)

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

دانیش وهمکاران [۹](۲۰۱۸) تاثیر مصرف انرژی در بخش حمل و نقل بر انتشار دی اکسید کربن در پاکستان را مدل سازی کردند و مشخص کردند که افزایش مصرف انرژی بطور چشمگیری بر تولید دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل دارد اما رشد اقتصادی و شهرنشینی تاثیر چندانی بر این انتشار نداشته اند. دانیش و همکاران[۱۰] (۲۰۲۰) از داده های بخشهای حمل و نقل مسافری و باری در تست فرضیه کوزنتس در امریکا را طی سالهای ۲۰۰۰- ۲۰۱۹ استفده کردند و نشان دادند که در بلند مدت سیاستهای زیست محیطی مناسب در بخش حمل و نقل موجب کاهش انتشار دی اکسید کربن شده است. این مطالعه نظریه کوزنتس را در بخش حمل و نقل امریکا تایید نمود. نهایتا سهیل و همکاران [۱۱](۲۰۲۱) نشان دادند که در کوتاه مدت و بلند مدت حمل و نقل هوایی و ریلی اثرات نامتقارنی بر انتشار دی اکسید کربن دارند. در حالی که در بلند مدت هر دو بخش تاثیر مثبتی بر انتشـار الودگی دارند، در کوتاه مدت این تاثیر نامتقارن اسـت و بخش ریلی نسـبت به بخش هوایی اثر بیشتری بر انتشار دی اکسید کربن داشته است.

در مطالعات داخل ایران ، ناجی و داودی (۱۳۹۴) تاثیر رشد اقتصادی، رشد جمعیت، تغییرات ساختاری، ضریب انتشار، شدت انرژی، ترکیب سـوخت، شـیوه حمل و نقل و قیمت بر انتشـار ترکیبات کربن ناشـی از مصـرف انرژی در زیر بخش های جاده ای، ریلی و هوایی را مورد بررسـی قرار دادند. انها دریافتند که رشـد اقتصـادی و قیمت ارزان سـوخت، بیشـترین تاثیر را بر انتشـار الودگی در بخش حمل و نقل دارد. مهدوی و همکاران (۱۳۹۸) عوامل موثر بر انتشار دی اکسید کربن و تفاوت انتشار در بخش حمل و نقل استانهای مختلف ایران را مطالعه کردند. نتایج این بررسی نشان داد که شهرنشینی، شدت انرژی و تولید، اثر مثبت و معناداری بر انتشار کربن در بخش حمل و نقل دارد و هر چه به سمت چندکهای بالای انتشار دی اکسید کربن حرکت کنیم، اثر شدت انرژی و تولید افزایش یافته و اثر شهرنشینی کاهش می یابد.

بطور خلاصه، در حالی که مطالعات پیشین عمدتا بر تاثیر رشد اقتصادی در انتشار دی اکسید کربن در کل اقتصاد تمرکز کرده اند و یا به تاثیر عوامل خاص بخش حمل و نقل همانند تعداد خودرو، مالکیت وسلیه نقلیه و یا نوع سوخت بر انتشار الودگی پرداخته اند، تعداد معدودی از مطالعات وجود دارند که تاثیر تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی را در بخش حمل و نقل مطالعه کرده اند. تحقیق حاضر علاوه بر بررسی اثر تولید ناخالص داخلی و مقدار مصرف نفت گاز بعنوان بزرگترین فراورده مورد مصرف در بخش حمل و نقل ، با معرفی شدت فرآورده های نفتی (نسبت مصرف فرآورده های نفتی به تولید ناخاص داخلی)، طی ۲۲ سال اخیر، اثر انها را در انتشار دی اکسید کربن در این بخش بررسی نموده است.

۳. روش تحقیق

مدل خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL)

الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی توسط هاشم پسران و همکاران[۱۲] در سال (۱۹۹۶) برای تعیین رابطه هم انباشتگی میان متغیرها ارائه شده است. هم انباشتگی وجود دارد اگر دو یا چند متغیر سری‌زمانی براساس مبانی نظری با هم دیگر ارتباط داشته باشند و همگی نامانا بوده و در طول زمان همدیگر را دنبال کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها مانا باشد. زمانی که هم انباشتگی مجموعه‌ای از متغیرهای مورد بررسی در مدل بر اساس آزمون‌های لازم، تایید شود در این حالت میان متغیرهای مدل یک رابطه بلندمدت برقرار است. برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی می‌توان از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده کرد. الگوی پویا الگویی است که در آن وقفه متغیرها همانند رابطه زیر وارد شوند:

[۹] Danish et al. (۲۰۱۸)
[۱۰] Danish et al. (۲۰۲۰)
[۱۱] Sohail et al. (۲۰۲۱)
[۱۲] Pesaran et al., ۱۹۹٦

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + U_t \qquad (1)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه زیر در نظر گرفته شود.

$$\varphi(L.P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i\,(L.q_i)X_{it} + CW_t + U_t \qquad (2)$$

الگوی فوق شامل روابط زیر است:

$$\varphi(L.P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \cdots - \varphi_p L^p \qquad (3)$$

$$(l.q_i) = b_i + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \quad i = 1,2,\ldots,k \qquad (4)$$

که در آن: L عملگرد وقفه، W بردارهایی از متغیرهای عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت، K تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در الگو، P تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته در الگو، q تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۱). در حالی که در روش جوهانسون-جوسیلیوس برای تعیین هم انباشتگی از طریق آزمون هم انباشتگی متغیرها باید با متغیرهای هم مرتبه هم انباشته باشند، در مدل ARDL بدون توجه به اینکه متغیرها I(۰) یا I(۱) هستند می‌توانند به کار گرفته شوند.

در تحقیق حاضر از مدل خود توزیعی رگرسیونی با وقفه‌های تعیین شده برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرها استفاده شده است. گام اول در مدل ARDL، تخمین مدل پویا با وقفه های بهینه است تا وجود یا عدم وجود هم انباشتگی بین متغیرها مشخص شود. در صورت معنا دار بودن مدل پویا، در گام دوم، براساس مطالعه پسران و همکاران[۱۳] (۲۰۰۱)، ضرایب رابطه بلندمدت بین متغیرها تخمین زده شده و معناداری مدل با آزمون کرانه F سنجش می شود. مرحله سوم تخمین ضرایب مدل تصحیح خطا یا تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل ARDL است که کشش‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند.

۴. مدل و داده‌های مورد استفاده

با مرور ادبیات تحقیق و داده های موجود و تخمین مدلهای مختلف، نهایتا مدل تحقیق حاضر به شکل ذیل انتخاب شد:

$$LCO2 = f(LGDPC, LEIP, LGC) \qquad (5)$$

که در آن:

LCO۲ : لگاریتم انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در سال (بر اساس تن) در بخش حمل و نقل است. داده‌های انتشار گاز دی‌اکسیدکربن از ترازنامه انرژی مربوط به سال های مختلف که اخرین آن سال ۱۳۹۷ می باشد استخراج شده است. از انجا که دسترسی به این داده‌ها برای سال‌های بیشتر امکان پذیر نبود به اجبار از سال ۱۳۷۵ این داده‌ها آماده شده است.

LGDPC : لگاریتم تولید ناخالص داخلی که به صورت سرانه و هزار ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ بیان شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی ، از بانک اطلاعاتی مرکز امار ایران استخراج شده است.

LEIP : لگاریتم شدت مصرف فراورده های نفتی در بخش حمل و نقل ایران که به صورت میلیون بشکه معادل نفت خام به ازای میلیون ریال تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است.

LGC : لگاریتم مصرف نفتگاز در بخش حمل و نقل که به میلیون لیتر در سال از امار نامه شرکت ملی پخش فراورده های نفتی ایران (۱۳۹۷) استخراج شده است. جدول ۱: خلاصه داده های استفاده شده در مدل را نشان میدهد.

[۱۳] Pesaran et al., ۲۰۱۱

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

جدول ۱: خلاصه داده‌های استفاده شده در مدل تحقیق

عنوان متغیر	توضیح متغیر	واحد اندازه گیری	منبع اطلاعات
LnCO۲	لگاریتم انتشار دی اکسید کربن	تن در سال	ترازنامه انرژی-وزارت نیرو
LnGDPC	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (سال پایه ۱۳۹۵)	میلیون ریال در سال	مرکز امار ایران
LnEIP	لگاریتم شدت مصرف فراورده در بخش حمل و نقل	میلیون بشکه معادل نفت خام/ میلیون ریال	ترازنامه انرژی- مرکز امار ایران
LnGC	لگاریتم مصرف نفت گاز در بخش حمل و نقل	میلیون لیتر در سال	امارنامه شرکت ملی پخش فراورده های نفتی

منبع: یافته‌های محقق

داده‌های مورداستفاده در این پژوهش داده‌های سالیانه در بازه زمانی ۱۳۷۵ الی ۱۳۹۷ می‌باشد. در این مطالعه برای تخمین مدل و محاسبات مورد نیاز از نرم‌افزارهای EViews[۱۰] و Excel بهره گرفته شده است.

۵. نتایج مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

آزمون ریشه واحد

برای پرهیز از رگرسیون کاذب در سری‌های زمانی، باید برای هر سری زمانی آزمون ایستایی انجام گیرد. جهت بررسی ایستایی متغیرها در این مطالعه از آزمون های دیکی- فولر تعمیم‌یافته[۱۴] و فیلیپس-پرون[۱۵] استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲: نتایج آزمون های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون درجه صفر جهت بررسی ایستایی متغیرهای مدل تحقیق

	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیپس-پرون		
	احتمال	آماره t	درجه آزمون	احتمال	آماره t تعدیل شده	درجه آزمون
LnCO۲	۰,۲۲۷۵	-۲,۱۵۳۸	I(۰)	۰,۱۲۲۶	-۲,۵۲۸۹	I(۰)
LnGDPC	۰,۵۶۹۴	-۱,۳۸۷۸	I(۰)	۰,۵۶۹۴	-۱,۳۸۷۸	I(۰)
LnEIP	۰,۴۵۰۳	-۱,۶۳۱۸	I(۰)	۰,۴۵۰۳	-۱,۳۱۸۴	I(۰)
LnCG	۰,۵۲۴۸	-۱,۴۷۹۷	I(۰)	۰,۵۲۴۸	-۱,۵۰۴۵	I(۰)

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج هر دو آزمون ریشه واحد در جدول ۲ نشان داد که هیچ یک از متغیرها در سطح مانا نیستند. یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح معنی داری ۵ درصد را نمی توان رد کرد.

[۱۴] Augmented Dickey–Fuller
[۱۵] Philips- Peron

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

جدول ۳: نتایج آزمون های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون درجه ۱جهت بررسی ایستایی متغیرهای مدل تحقیق

	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیپس-پرون		
	احتمال	آماره t	درجه آزمون	احتمال	آماره t تعدیل شده	درجه آزمون
LnCO۲	۰,۰۲۳۷	-۳,۳۹۴۷	I(۱)	۰,۰۰۲۵	-۴,۴۳	I(۱)
LnGDPC	۰,۰۱۸۳	-۳,۵۰۴۲	I(۱)	۰,۰۱۸۷	-۳,۴۹۴	I(۱)
LnEIP	۰,۰۰۰۴	-۵,۲۶۰۱	I(۱)	۰,۰۰۰۰	-۶,۳۲۹	I(۱)
LnCG	۰,۰۴۲۲	-۳,۰۹۷۸	I(۱)	۰,۰۵۸۸	-۲,۹۲۹	I(۱)

منبع: محاسبات تحقیق

برای ایستا کردن متغیرها تفاضل مرتبه اول انها محاسبه شد و جدول ۳ نشان می دهد که بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته تفاضل مرتبه اول همه متغیرها با توجه به اماره t و مقدار احتمال در سطح معنی داری ۵ درصد مانا می باشند.

تعیین وقفه های بهینه

جدول ۴ تعداد وقفه های بهینه را بر اساس معیارهای آکایک (AIC)[۱۶] و شوارتش بیزین (SC)[۱۷] نشان می دهد. این معیارها به صورت نسبی عمل می‌کنند و نمی‌توان صرفا با اندازه‌گیری معیار ارزیابی آنها بهترین مدل را تشخیص داد و باید با مقایسه مقدار این معیارها در مدل های با وقفه های مختلف، مدلی را که کمترین مقدار AIC , SC را دارد بعنوان بهترین مدل انتخاب کرد.

جدول ۴ : نتایج تعیین وقفه بهینه

متغیر وابسته: LOGCO۲				
بازه نمونه : ۱۳۷۵ ۱۳۹۷				
مشاهدات شامل شده : ۲۱				
مشخصات مدل	معیار شوارتز	معیار آکاییک	شماره مدل	رتبه
ARDL(۱, ۲, ۰, ۲)	-۱,۲۹۳۰۵۷	-۱,۷۴۱۱۳۷	۶۱	۱
ARDL(۱, ۲, ۱, ۲)	-۱,۱۵۹۳۲۸	-۱,۶۵۷۱۹۵	۵۸	۲
ARDL(۲, ۲, ۰, ۲)	-۱,۱۴۹۸۹۰	-۱,۶۴۷۷۵۶	۳۴	۳
ARDL(۳, ۲, ۰, ۲)	-۱,۰۶۳۳۶۴	-۱,۶۱۱۰۱۷	۷	۴
ARDL(۲, ۲, ۱, ۲)	-۱,۰۵۱۰۹۵	-۱,۵۹۸۷۴۸	۳۱	۵

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج جدول ۴ نشان می دهد که برا ساس هر دو معیار فوق مدل (۲، ۰، ۲، ۱) ، بهترین مدل با وقفه است زیرا دارای کمترین مقادیر از نظر هر دو معیار است.

[۱۶] Akaike information criterion
[۱۷] Schwarz bayesian information criterion

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

تخمین مدل پویای ARDL (۲، ۰، ۲، ۱)

جدول ۵ نتایج تخمین مدل با بهترین وقفه ها یعنی ARDL (۲، ۰، ۲، ۱) را نشان می دهد.

جدول ۵ : نتایج تخمین ضرایب مدل با وقفه بهینه مدل ARDL (۲، ۰، ۲، ۱)

پارامتر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
LOGCO۲(-۱)	۰,۳۷	۰,۱۵	۲,۴۱	۰,۰۳۲۷
LOGGDPC	۲,۷۸	۰,۵۲	۵,۲۷	۰,۰۰۰۲
LOGGDPC(-۱)	-۰,۳۷	۰,۴۹	-۰,۷۶	۰,۴۵۸۱
LOGGDPC(-۲)	-۱,۴۵	۰,۳۶	-۴,۰۲	۰,۰۰۱۷
LOGEIP	۱,۸۳	۰,۵۳	۳,۴۵	۰,۰۰۴۷
LOGGC	۰,۹۱	۰,۶۷	۱,۳۴	۰,۲۰۴۵
LOGGC(-۱)	-۰,۳۳	۰,۸۰	-۰,۴۱	۰,۶۸۷۸
LOGGC(-۲)	۱,۶۵	۰,۵۳	۳,۰۸	۰,۰۰۹۵
C	-۹,۲۲	۴,۲۷	-۲,۱۵	۰,۰۵۱۹
R^2 ضریب تعیین تعدیل شده	۰,۹۵			
آماره F	۵۹,۹۰۰			
احتمال اماره	۰,۰۰۰۰			

منبع: نتایج تحقیق

ضریب تعیین و و اماره F درجدول ۵ نشان می دهد که مدل برآورد شده پویای تخمینی، مناسب بوده و در سطح یک درصد خطا معنا دار است و لذا هم انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

تخمین رابطه بلند مدت و آزمون کرانه F

با توجه به توضیحات بخش روش تحقیق و پس از اطمینان از مناسب بودن و معناداری مدل پویای تخمین زده شده، اکنون باید مدل ARDL بلند مدت را براورد نماییم و سپس آزمون کرانه های F را انجام دهیم. جدول ۶ نتایج براورد مدل ARDL بلند مدت را نشان می دهد.

جدول ۶ : نتایج براورد الگوی رابطه بلند مدت ARDL

معادله سطوح				
مورد ۲: مقدار ثابت محدود و بدون روند				
پارامتر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
LOG(GDP)	۱,۵۲	۰,۴۰	۳,۷۸	۰,۰۰۲۶
LOG(EI۲)	۲,۹۲	۱,۱۰	۲,۶۳	۰,۰۲۱۶
LOG(CG)	۳,۵۶	۱,۱۹	۲,۹۸	۰,۰۱۱۴
C	-۱۴,۷۲	۸,۶۶	-۱,۶۹	۰,۱۱۴۹
EC =LOG(CO۲) - (۱,۵۲۴٤*LOG(GDP) + ۲,۹۲۷٤*LOG(EI۲) + ۳,۵٦۷۰*LOG(CG) - ۱۴,۷۲۶۶)				

منبع: نتایج تحقیق

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

براســاس نتایج مدل تحقیق در جدول ۶ می‌توان گفت که علامت تمام ضــرایب متغیرهای باوقفه بهینه تخمین زده شــده با تئوری های اقتصادی سازگارند و در سطح ۵ درصد خطا از نظر آماری معنی‌دار هستند. براساس جدول فوق در بلند مدت ، میزان مصرف نفتگاز با ضریب ۳,۵۶ موثرترین عامل میزان انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و ونقل در ایران است. از انجایی که طی ۱۰ سال اخیر بخش جاده ای حمل و نقل مسئول انتشار حدود ۹۲ درصد گاز دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل بوده (ترازنامه انرژی، سالهای مختلف) و از طرف دیگر حدود ۹۰ درصد وسایل نقلیه در بخش حمل و نقل جاده ای را کامیونها و اتوبوسها تشکیل می دهند که مصرف کننده نفتگاز هستند (سالنامه آماری حمل و نقل جاده ای، ۱۳۹۷)، لذا این یافته تحقیق حاضر قابل قبول بنظر می رسد. شدت مصرف فراورده با ضریب ۲,۹۲ دومین متغیر اثرگذار بلند مدت بر انتشار دی اکسیدکربن در این بخش می باشد. نهایتا ضریب مثبت و معنادار تولید ناخالص داخلی (۱,۵۲) نشان دهنده رابطه مثبت بلند مدت بین فعالیتهای اقتصادی و انتشار کربن در بخش و حمل و نقل است.

جدول ۷ نتایج آزمون کرانه هایF را برای مدل رابطه بلند مدت (۲، ۰، ۲، ۱) ARDL نشان می دهد.

جدول ۷ : نتایج آزمون کرانه های F

مقدار آماره F	مقدار کرانه پایین در سطح معناداری ۱٪	مقدار کرانه بالا در سطح معناداری ۱٪	مقدار کرانه پایین در **سطح** معناداری ۵٪	مقدار کرانه بالا در **سطح** معناداری ۵٪	مقدار کرانه پایین در سطح معناداری ۱۰٪	مقدار کرانه بالا در سطح معناداری ۱۰٪
۷,۱۷۷۸	۴,۶۱۴	۵,۹۶۶	۳,۲۷۲	۴,۳۰۶	۲,۶۷۶	۳,۵۸۶

منبع: نتایج تحقیق

نتایج آزمون کرانه های F نشان می دهد که میزان آماره F (۷,۱۷) از مقدار کرانه بالا (۵,۹۶) در سطح یک درصد بیشتر است و لذا در بلند مدت بین متغیرهای مستقل و انتشار دی اکسید کربن رابطه معناداری در سطح خطای یک درصد وجود دارد.

تخمین رابطه کوتاه مدت بین متغیرها (مدل تصحیح خطا ECM)

جدول ۸ نتایج آزمون تصحیح خطا یعنی رابطه کوتاه‌مدت میان متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۸ : نتایج مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیر وابسته: D(LOGCO۲)				
مدل انتخاب شده :(۲, ۰, ۲, ۱)ARDL				
مورد ۲: مقدار ثابت محدود شده و بدون روند				
بازه نمونه : ۱۳۷۵ ۱۳۹۷				
مشاهدات شامل شده: ۲۱				
رگرسیون ECM				
مورد ۲: مقدار ثابت محدود و بدون روند				
پارامتر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
DLOG(GDP)	۲,۷۸	۰,۳۲	۸,۵۹	۰,۰۰۰۰
DLOG(GDP(-۱))	۱,۴۵	۰,۲۸	۵,۱۵	۰,۰۰۰۲
DLOG(CG)	۰,۹۱	۰,۴۴	۲,۰۵	۰,۰۶۱۸
DLOG(CG(-۱))	−۱,۶۵	۰,۴۶	−۳,۵۸	۰,۰۰۳۸
CointEq(-۱)*	−۰,۶۲۶۶	۰,۰۹	−۶,۹۱	۰,۰۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

از نتایج جدول ۸ استنباط می شود که در کوتاه مدت تولید ناخالص داخلی و مصرف نفتگاز مهمترین متغیرهای موثر بر انتشار دی اکسید کربن هستند و شدت مصرف فراورده تعیین کننده این الودگی در کوتاه مدت نیست. همچنین الگوی تصحیح خطا ی مدل بیانگر این است که ضریب تعدیل به سمت تعادل بلند مدت برابر منفی۰٫۶۲ است لذا اگر در کوتاه مدت شوکی بر انتشار دی اکسید کربن وارد شود در هر دوره حدود ۶۲ درصد از این شوک تعدیل خواهد شد.

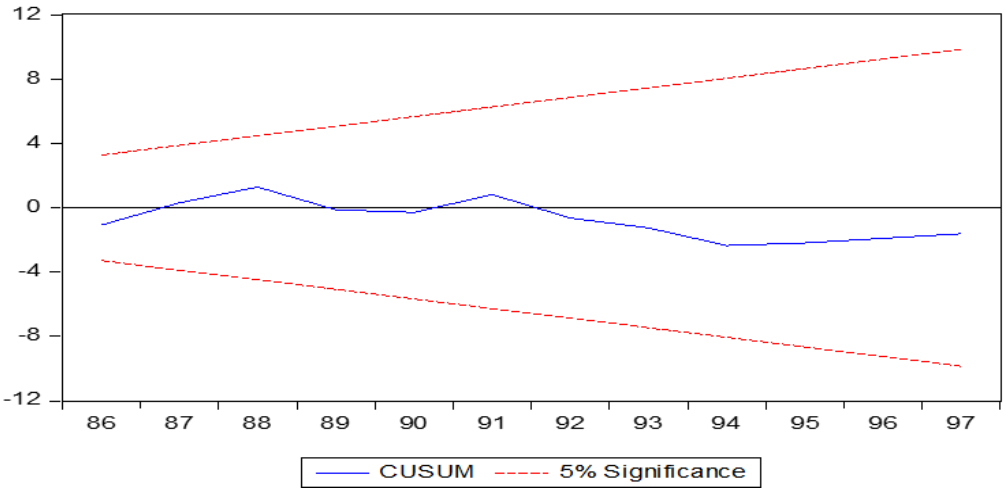
ارزیابی مدل با آزمون های تشخیصی

ازمونهای تشخیصی پسماندها و ثبات مدل تخمین زده شده شامل ازمون های هم خطی سریالی، واریانیس ناهمسانی، نرمال بودن، خطای تصریح مدل و ثبات ساختاری انجام شدند و مدلسازی تحقیق حاضر از نظر این ازمونها تایید گردید. نتایج این ازمونها در جدول ۹ بطور خلاصه آورده شده است:

جدول ۹ : نتایج آزمونهای تشخیصی پسماند و ثبات مدل تخمینی

مشکل احتمالی	نام آزمون/ آماره	آماره مرتبط	نتیجه آزمون
وجود هم خطی سریالی	Breusch-GodfreySerial Correlation LM Test	آماره F = ۱,۷۹۶۷ احتمال= ۰,۲۱۵۵	عدم وجود هم خطی سریالی
واریانس ناهمسانی	Breusch-Pagan-Godfrey	آماره F = ۲,۳۱۰۹ احتمال= ۰,۰۹۲۴	عدم وجود واریانس ناهمسانی
نرمال نبودن پسماند	Jarque-Bera	=Jarque-Bera ۰,۱۷۸۳ مقداراحتمال: ۰,۹۱۴۷	نرمال بودن پسماند تخمین
خطای تصریح	Ramsey RESET Test	آماره F = ۱,۴۰۸۵ احتمال= ۰,۲۶۳۰	عدم وجود خطای تصریح
شکست ساختاری	CUSUM/ CUSUM of Squares	نمودار در بین مرزهای بحرانی قرار دارد	عدم و جود شکست ساختاری

منبع: نتایج تحقیق



نمودار ۲: آزمون CUSUM برای تشخیص شکست ساختاری

منبع: نتایج تحقیق

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

در نمودار ۲، ازمون شکست ساختاری CUSUM نشان میدهد که ا آماره این آزمون بین دو خط مستقیم قرار می گیرد و فرض صفر یعنی فرضیه ثبات را نمی توان رد کرد و لذا پارامترهای مدل با ثبات هستند.

بطور خلاصه براساس یافته های این تحقیق، در بلند مدت، میزان مصرف نفتگاز موثرترین عامل انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل در ایران است که منطبق بر یافته خرباش و کفادی[۱۸] (۲۰۱۷) می باشد. یافته مهم پژوهش حاضر نشان دادن تاثیر چشمگیر متغیر شدت مصرف فراورده بر انتشار کربن است که در مطالعات قبلی دیده نشده است. این تحقیق همچنین همسو با یافته های محققین پیشین همانند کوهلر[۱۹] (۲۰۱۳)، قیس و سامی[۲۰] (۲۰۱۶) دونگ و دیگران[۲۱](۲۰۱۸) و فلاحی و حکمتی فرید (۱۳۹۲) نشان داد که تولید خالص داخلی سرانه بر میزان انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل در ایران تاثیر داشته است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

میزان نگران کننده انتشار دی اکسید کربن در ایران ، بخصوص در بخش حمل و نقل ، لزوم شناسایی و کنترل عوامل موثر بر انتشار کربن را آشکار می سازد. تحقیق حاضر با بررسی ادبیات موضوع و شناسایی عوامل موثر بر انتشار کربن علاوه بر بررسی تولید ناخالص داخلی و مقدار مصرف نفت گاز بعنوان بزرگترین فراورده مورد مصرف در بخش حمل و نقل ایران، با معرفی شدت فرآورده های نفتی (نسبت مصرف فرآورده های نفتی به تولید ناخاص داخلی)، اثرات بلند مدت و کوتاه مدت انها را در انتشار دی اکسید کربن در این بخش در قالب یک مدل پویا با وقفه های توزیعی بین سال های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۷مورد تحزیه و تحلیل قرار داد. یافته های مطالعه حاضر آشکار کرد که در کوتاه مدت شدت فراورده های نفتی متغیر تاثیر گذاری نبوده و متغیرهای تولید خالص داخلی سرانه و میزان مصرف نفت گاز اهمیت بیشتری داشته اند. در حالی که در بلند مدت میزان مصرف نفتگاز، شدت مصرف فراورده های نفتی و تولید ناخالص داخلی به ترتیب مهمترین عوامل تعیین کننده انتشار کربن در بخش حمل و نقل بوده اند. با توجه به یافته های تحقیق ، توجه سیاستگذارن به بهبود کیفیت نفتگاز و جایگزینی آن با سوختهای پاک همانند سی ان جی و دوگانه سوز کردن خودروهای گازوییلی، کاهش شدت مصرف فراورده از طریق بهبود تکنولوژی ساخت خودروهای سنگین و نوسازی ناوگان می تواند به کاهش انتشار دی اکسید کربن و سایر آلایند های زیست محیطی در بخش حمل و نقل ایران کمک کند.

منابع

[۱] امار نامه م صرف فراورده های نفتی انرژی زا (۱۳۹۷). شرکت ملی پخش فراورده های نفتی. شرکت ملی پالایش و پخش فراورده های نفتی ایران.

[۲] آمار و نمودارهای انرژی ایران و جهان، وزارت نیرو، ۱۳۹۷.

[۳] برقی اسکویی، محمد مهدی (۱۳۸۷). آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس، تحقیقات اقتصادی. شماره ۸۲، ۱-۲۲.

[۴] بهرامی، الهام. بهبودی، داود. سلمانی بیشک، محمدرضا.شکری، مصطفی. (۱۳۹۸). نقش توسعه مالی و آزادسازی تجاری بر انتشار گاز دی اکسید کربن در ایران. سیاست‌های راهبردی و کلان, ۷(۲۵), ۱۲۴-۱۴۱.

[۵] ترازنامه انرژی سال (۱۳۹۷). دفتر برنامه ریزی کلان، وزارت نیرو.

[۶] تمیزی, علیرضا (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد, ۲(۴), ۱۴۵-۱۶۸ .

[۷] درگاهی، حسن, بهرامی غلامی، مینا. (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در اقتصادهای منتخب کشورهای صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) و توصیه‌های سیاستی برای ایران: رویکرد داده‌های پانل .*پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران* ۱(۱),-۹۹ ۷۳.

[۸] رفیعی، حامد، غزنوی، شیوا و صالح, ایرج (۱۳۹۶). بررسی عوامل موثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران؛ با تاکید بر آثار بیانیه ۲۱ ریو پژوهش های محیط زیست، ۸ (۱۵) ، ۱۵۳-۱۶۴.

[۱۸] Kharbach & Chfadi (۲۰۱۷)
[۱۹] Kohler, (۲۰۱۳)
[۲۰] Kais & Sami (۲۰۱٦)
[۲۱] Dong et al. (۲۰۱۸)

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]

[۹] سالنامه اماری حمل و نقل جاده ای (۱۳۹۷). سازمان راهداری و حمل و نقل جاده ای.

[۱۰] فلاحی، فیروز, حکمتی فرید، صمد. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در استان‌های کشور (رهیافت داده‌های تابلویی) .*پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*،۲ (۶) ,۲۹-۱۵۰.

[۱۱] لطفعلی پور، محمدر ضا، فلاحی، محمدعلی و بستام، مرتضی (۱۳۹۱). بررسی مسائل زیست محیطی و پیش بینی انتشار دی اکسید کربن در اقتصاد ایران. فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شماره۳، ۸۱-۱۰۹.

[۱۲] مهدوی، شیوا، الماسی، مجتبی، و سهیلی، کیومرث (۱۳۹۸). بررسی تفاوت انتشار دی اکسید کربن در بخش حمل و نقل استان‌های ایران: رهیافت رگرسیون چندک. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی, ۱۵(۶۲), ۱۳۱-۱۵۴ .

[۱۳] ناجی میدانی، علی اکبر و داوودی, آزاده (۱۳۹۴). تحلیل تجزیه ای شاخص انتشار ترکیبات کربن (دی اکسیدکربن و منوکسیدکربن) در بخش های حمل و نقل و زیربخش های آن در ایران طی سال های ۱۳۹۰-۱۳۷۸. پژوهش ها و سیاست های اقتصادی, ۲۳(۷۴).

[۱٤]Anwar, A., Younis, M., Ullah, I. (۲۰۲۰). Impact of urbanization and economic growth on CO۲ emission: A case of Far East Asian countries. International Journal of Environmental Research and Public Health, ۱۷(۷), ۲٥-۳۱.

[۱٥]Danish, K, Baloch, M., & Suad, S. (۲۰۱۸). Modeling the impact of transport energy consumption on CO ۲ emission in Pakistan: evidence from ARDL approach. Environmental Science and Pollution Research, ۲٥(۱۰), ۹٤٦۱-۹٤۷۳.

[۱٦]Danish, I., Arshian, S., Afshan, S., Adnan, Y., & Khan, S. (۲۰۲۰). The asymmetric role of freight and passenger transportation in testing EKC in the US economy: evidence from QARDL approach. Environmental Science and Pollution Research, ۲۷, ۳۰۱۰۸-۳۰۱۱۷.

[۱۷]Dong, K., Hochman, G., & Timilsina, G. R. (۲۰۱۸). Are driving forces of CO۲ emissions different across countries?: insights from identity and econometric analyses. *Insights from Identity and Econometric Analyses (June 19, 2018). World Bank Policy Research Working Paper*, (۸٤۷۷).

[۱۸]IEA, Global energy-related CO۲ emissions by sector: https://www.iea.org/data-and-statistics/charts/global-energy-related-co۲-emissions-by-sector.Sept (۲۰۲۱).

[۱۹]IEA, Key world energy statistics (۲۰۲۱).

[۲۰]Kais, S., & Sami, H. (۲۰۱٦). An econometric study of the impact of economic growth and energy use on carbon emissions: panel data evidence from fifty eight countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *59*, ۱۱۰۱-۱۱۱۰.

[۲۱]Kharbach, M., & Chfadi, T. (۲۰۱۷). CO۲ emissions in Moroccan road transport sector: Divisia, Cointegration, and EKC analyses. *Sustainable cities and society*, *35*, ۳۹٦-٤۰۱.

[۲۲]Kohler, M. (۲۰۱۳). CO۲ emissions, energy consumption, income and foreign trade: A South African perspective. *Energy Policy*, *63*, ۱۰٤۲-۱۰٥۰.

[۲۳]Pesaran M.H., Y. Shin and R.J. Smith (۱۹۹٦). Testing for the Existence of a Long Run Relationship. DAE Working Paper, No. ۹٦۲۲, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

[۲٤]Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (۲۰۰۱). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, ۱٦(۳), ۲۸۹- ۳۲٦.

[۲٥]Saqib, M., Benhmad, F. (۲۰۲۱). Updated meta-analysis of environmental Kuznets curve: Where do we stand? Environmental Impact Assessment Review, ۸٦, ۱۰٦٥۰۳.

[۲٦]Sohail, M., Ullah, S., Majeed, M., & Usman, A. (۲۰۲۱). Pakistan management of green transportation and environmental pollution: a nonlinear ARDL analysis. Environmental Science and Pollution Research, ۱-۱۰.

[۲۷]Statistica, Largest producers of fossil fuel CO۲ emissions worldwide in ۲۰۱۹, by share of emissions: https://www.statista.com/statistics/۲۷۱۷٤۸/the-largest-emitters-of-co۲-in-the-world/, ۲۰۲۱.

[۲۸]Yang, W., Li, T., & Cao, X. (۲۰۱٥). Examining the impacts of socio-economic factors, urban form and transportation development on CO۲ emissions from transportation in China: a panel data analysis of China's provinces. *Habitat International*, *49*, ۲۱۲-۲۲۰.

[۲۹]Zafar, K.ه. (۲۰۲۰). ARDL–Analysis of the Relationship among Exports, FDI, Current Account Deficit and Economic Growth in Pakistan. Iranian Economic Review, ۲٤(۲), ۳۹۳-٤۱٤.

[Downloaded from necjournals.ir on 2026-11-12]