فصلنامه علوم محیطی، دوره نوزدهم، شماره ۴، زمستان ۱۴۰۰

۲۰۵-۲۲۴

مقاله پژوهشی

بررسی عامل های مؤثر بر آلودگی هوا: شواهد تجربی از بزرگترین تولیدکنندگان کربن دی اکسید

الناز اسدی، ابوالفضل دیلمی و علی کرامت زاده*

گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده مدیریت کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۶/۲۸

اسدی، ا.، ا. دیلمی و ع. کرامت زاده. ۱۴۰۰. بررسی عامل‌های مؤثر بر آلودگی هوا: شواهد تجربی از بزرگترین تولیدکنندگان کربن دی‌اکسید. فصلنامه علوم محیطی. ۱۹(۴): ۲۰۵-۲۲۴.

سابقه و هدف: طی دهه‌های اخیر رشد اقتصادی جهان و روند صنعتی شدن موجب افزایش مصرف انرژی شده است. بخش زیادی از افزایش تقاضای انرژی از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد. بعد از انقلاب صنعتی فعالیت‌های انسان و آلودگی‌های ناشی از این فعالیت‌ها، مقدار گازهای گلخانه‌ای را به‌طور غیرطبیعی افزایش داده و محیط-زیست کشورها را با آسیب جدی مواجه کرده است. در این راستا، هدف پژوهش، حاضر شناخت و بررسی عامل‌های مؤثر بر میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید به‌عنوان سنجه‌ای برای کیفیت محیط‌زیست و آلودگی هوا است.

مواد و روش‌ها: در مطالعه حاضر ابتدا با استفاده از آزمون‌های ایم، پسران و شین و لوین، لین و چو مانایی متغیرها و سپس با کمک آزمون‌های پدرونی و کائو وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت. در نهایت با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی کاملا اصلاح شده و حداقل مربعات معمولی پویا رابطه بلندمدت بین انتشار کربن دی‌اکسید با متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درصد استفاده از انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، آزادسازی تجاری، درصد شهرنشینی و توسعه مالی برای یازده کشور عمده انتشار دهنده CO_2 طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ بررسی شد. برای تجزیه و تحلیل و برآورد مدل از بسته نرم‌افزاری Eviews10 استفاده شده است.

نتایج و بحث: با توجه به این‌که متغیرهای الگو بنابر آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین و لوین، لین و چو جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها در سطح گزارش ندادند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی کائو و پدرونی گویای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته مدل بود. همچنین آزمون‌های چاو و هاسمن نشان دادند که مدل حاضر، مدل پانل با اثرات تصادفی می‌باشد. در مرحله آخر برآورد مدل با استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی به‌طورکامل اصلاح شده و حداقل مربعات معمولی پویا معنی‌داری تمام متغیرهای مورد بررسی بر میزان انتشار کربن دی‌اکسید ثابت شد. بر این اساس متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درصد استفاده از انرژی تجدیدناپذیر

* Corresponding Author: *Email Address*. alikeramatzadeh@gau.ac.ir
http://dx.doi.org/10.52547/envs.2021.33598
http://dorl.net/dor/20.1001.1.17351324.1400.19.4.14.2

تأثیر مثبت و همچنین متغیرهای آزادسازی تجاری، توسعه مالی، درصد شهرنشینی و درصد استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر تأثیر منفی بر میزان انتشار CO_2 در کشورهای چین، ایالات متحده آمریکا، هند، روسیه، ژاپن، آلمان، ایران، عربستان سعودی، کره جنوبی، کانادا و برزیل دارند. همچنین بررسی کشش متغیر وابسته نسبت به متغیرهای مستقل در هر دو مدل حداقل مربعات معمولی به‌طور کامل اصلاح شده و حداقل مربعات معمولی پویا نشان داد که متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی بیشترین تأثیر را در افزایش انتشار کربن دی‌اکسید و متغیر شهرنشینی بیشترین اثر کاهشی را بر میزان انتشار این گاز گلخانه‌ای دارند.

نتیجه‌گیری: با توجه به نتایج به‌دست آمده از تحقیق حاضر و بررسی رابطه متغیر وابسته با متغیرهای مستقل مدل، عامل‌هایی مانند وضع قوانین سخت‌گیرانه مانند مالیات بر کربن، به‌کارگیری تکنولوژی نوین، تسهیل قوانین مربوط به اعمال تعرفه و گمرک کالا و خدمات، حرکت به سوی اقتصاد باز و همچنین استفاده از انرژی‌های پاک از قبیل انرژی بیوگاز، انرژی خورشیدی و انرژی باد در کاهش انتشار CO_2 بسیار مؤثر می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: آلودگی هوا، انتشار CO_2، گازهای گلخانه‌ای، DOLS، FMOLS .

مقدمه

طی دهه‌های اخیر، انرژی در کنار سایر عامل‌های تولید نقش تعیین کننده‌ای در رشد اقتصادی کشورها داشته و اهمیت آن همچنان رو به افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است. به‌طوریکه نه تنها توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطح‌های بالاتری از مصرف انرژی است، بلکه مصرف کارای انرژی به سطح بالاتری از رشد و توسعه اقتصادی نیاز دارد (Halicioglu, 2009). بخش زیادی از افزایش تقاضای انرژی از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به‌همراه دارد (Golkhandan and Mohseninia, 2015). بعد از انقلاب صنعتی فعالیت‌های انسان و آلودگی‌های ناشی از این فعالیت‌ها، مقدار گازهای گلخانه‌ای را به‌طور غیرطبیعی افزایش داده و در نتیجه گرمای ناشی از تابش اشعه خورشید در جو زمین محبوس شده و دمای کره زمین افزایش یافته است (Angel, 2008). از جمله مهمترین گازهای گلخانه‌ای کربن دی‌اکسید (CO_2)، اکسید نیتروژن (N_2O)، متان (CH_4) و بخار آب می‌باشد (Motha and Baier, 2005). بیشترین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای مربوط به مصرف انرژی در فعالیت‌های گوناگون بخش‌های مختلف اقتصادی بوده و از میان گازهای گلخانه‌ای بیشترین انتشار مربوط به گاز کربن دی‌اکسید با سهمی بیش از ۸۰ درصد می‌باشد (European Commission, 2018)[1]. براساس آخرین گزارش آژانس بین‌المللی انرژی[2] در سال ۲۰۱۹ با افزایش تقاضا برای مصرف انرژی میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در طی سه دهه گذشته به‌طور میانگین با نرخ ۱/۶ درصد در سال و انتشار گاز کربن دی‌اکسید با نرخ ۱/۷ درصد در سال افزایش یافته است. از طرفی آلاینده‌های شیمیایی موجود در جو به‌همراه آلاینده‌های ناشی از فعالیت‌های بشری ترکیبات هوا را تغییر داده و روی هوای محلی، منطقه‌ای و اقلیم جهان تأثیر منفی می‌گذارند (Rowshan *et al*., 2009). تنها راه حل علمی و عملی برای کاهش یا مقابله با این رویداد طبیعی تشدید یافته را می‌توان در تلاش‌های جهانی برای کاهش سریع انتشار گازهای گلخانه‌ای خلاصه کرد. تأمین انرژی از سوخت‌های پاک، تجدیدپذیر و غیرفسیلی، بهینه‌سازی مصرف انرژی، بهبود شدت انرژی و کاهش شدت کربن از جمله راهکارهای اساسی در حوزه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌باشد. با این وجود به‌دلیل نیاز به سرمایه‌گذاری کلان و به‌کارگیری فناوری‌های نوین در بخش‌های مختلف، کشورها سعی در پیشرفت اقتصادی و توسعه صنعتی با استفاده از سوخت‌های فسیلی ارزان قیمت دارند

(Tavakoli, 2019). با توجه به اینکه افزایش تولید یکی از مهمترین دلیل‌های افزایش مصرف انرژی و به دنبال آن افزایش انتشار آلاینده‌ها است، این ارتباط در چند دهه اخیر، در کشورهای مختلف توسط محققان مورد بررسی قرار گرفته است. (Golkhandan and Mohseni Nia 2015) در مطالعه خود به بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت با میزان آلودگی هوا در کشورهای منطقه منا پرداختند. نتایج نشان‌دهنده تأیید فرضیه کوزنتس[3] در کشورهای منطقه منا است، همچنین اثر مصرف انرژی و تجارت روی آلودگی هوا در کوتاه‌مدت و بلندمدت در این کشورها مثبت می‌باشد. *et al*. (2017) Alishiri در مطالعه‌ای به بررسی عامل‌های مؤثر بر انتشار کربن دی‌اکسید در کشور ایران با رویکرد تحلیل تجزیه لاسپیرز اصلاح شده پرداختند. نتایج نشان داد که با شیوه کنونی صنعتی شدن کشور به‌دلیل مصرف بیشتر سوخت-های فسیلی، افزایش انتشار CO_2 امری اجتناب‌ناپذیر است. Moutinho *et al*. (2018) عوامل مؤثر بر انتشار گاز CO_2 در ۲۳ کشور جهان را با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی در دوره زمانی ۲۰۱۱ - ۱۹۸۵ بررسی کردند. نتایج نشان داد بهره‌وری بالای منابع تجدیدپذیر و تأثیر تولید و استفاده از برق تجدید پذیر بیشترین تأثیر را در کاهش انتشار CO_2 دارد. De Souza *et al*. (2018) در مطالعه خود به تجزیه و تحلیل تأثیر مصرف انرژی و میزان انتشار گاز گلخانه‌ای CO_2 در مدل منحنی کوزنتس برای بازار مشترک آمریکای جنوبی پرداختند. نتایج نشان داد که مصرف انرژی تجدیدپذیر تأثیر منفی و مصرف انرژی تجدیدناپذیر و توسعه اقتصادی تأثیر مثبت بر انتشار CO_2 دارد. Tavakoli (2019) در پژوهشی عامل‌های مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در این راستا از روش میانگین لگاریتمی سنجه[4] در تلفیق با مدل توسعه‌یافته کایا[5] استفاده کردند. براساس نتایج، شدت کربن و جمعیت دارای اثر افزایشی و سهم سوخت‌های فسیلی مهمترین عامل کاهش انتشارها است.

Dong *et al*. (2019) با استفاده از مدل STIRPAT[6] و داده‌های تلفیقی ۱۲۸ کشور طی سال‌های ۱۴ - ۲۰۱۱ به بررسی عامل‌های مؤثر بر انتشار CO_2 پرداختند. نتایج نشان داد که رشد جمعیت رابطه مستقیم و انرژی تجدیدپذیر رابطه معکوس با انتشار CO_2 دارد. Zmami and Ben-Salah (2020) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل عامل‌های مؤثر بر انتشار CO_2 درکشورهای شورای همکاری خلیج فارس[7] پرداختند و با استفاده از مدل STIRPAT وPMG-ARDL [8] تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه، مصرف انرژی، شهرنشینی، تجارت بین-المللی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر میزان انتشار CO_2 بررسی نمودند. نتایج نشان می‌دهد مصرف انرژی و سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی منجر به تخریب محیط‌زیست در طولانی مدت شده است، در حالیکه شهرنشینی تأثیر مثبتی بر محیط‌زیست دارد. مرور نتایج مطالعات انجام شده نشان‌دهنده این موضوع می‌باشد که رشد و توسعه اقتصادی و به دنبال آن افزایش روزافزون مصرف انرژی سبب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای خواهد شد. در این مقاله میزان انتشار سرانه کربن دی-اکسید (CO_2) به‌عنوان سنجه‌ای برای کیفیت محیط-زیست و آلودگی هوا در نظر گرفته می‌شود. دلیل اصلی این انتخاب آن است که CO_2 مهمترین گاز گلخانه‌ای بوده و بیشترین سهم را در میان آن‌ها داراست. بنابراین در بیشتر مطالعات تجربی از این سنجه در بررسی وضعیت آلودگی محیط زیست استفاده شده است (Mohammadbagheri, 2010). در این راستا در مطالعه حاضر رابطه بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم مصرفی انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، آزادسازی تجاری، توسعه مالی و درصد شهرنشینی با میزان انتشار CO_2 در کشورهایی که طبق آمار بانک جهانی در سال ۲۰۱۷، بیشترین میزان مصرف سوخت‌های فسیلی و به تبع آن بیشترین انتشار را داشتند، بررسی می‌شود. چرا که با توجه به بحث‌های کنونی در رابطه با کیفیت هوا و

سایر مسئله‌های جدی محیط‌زیستی بررسی رابطه بین متغیرهای بالا می‌تواند برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران را در تعیین و تصویب سیاست‌های محیط‌زیستی یاری دهد.

مواد و روش‌ها

در مطالعاتی که در راستای بررسی عامل‌های مؤثر بر انتشار CO_2 در کشورهای مختلف صورت گرفته از روش‌های متفاوتی استفاده شده است، از جمله این روش‌ها، روش مطالعات سری زمانی، روش مطالعات بین کشوری و روش مدل‌های تعادل عمومی محاسباتی است. در این مطالعه از روش مطالعات بین کشوری با استفاده از مدل‌های ساختاری اقتصادسنجی جهت بررسی و تعیین عامل‌های مؤثر بر انتشار CO_2 در کشورهایی که بیشترین سهم را در تولید این گاز گلخانه‌ای دارند، استفاده شده است.

معرفی مدل و متغیرها

با بررسی منابع موجود و مطالعات تجربی مهمترین عامل‌های مؤثر بر انتشار CO_2، متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، سهم مصرفی انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، آزادسازی تجاری، توسعه مالی و درصد شهرنشینی می‌باشند که در مطالعه حاضر نیز مورد بررسی قرار گرفته‌اند (معادله ۱).

$$\begin{aligned} Ln(CO_2)_{it} = \beta_0 &+ \beta_2 Ln(GDP)_{it} + \beta_4 Ln(REC)_{it} \\ &+ \beta_3 Ln(NREC)_{it} \\ &+ \beta_1 Ln(FD)_{it} \\ &+ \beta_6 Ln(URB)_{it} \\ &+ \beta_5 Ln(TR)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۱)$$

در مدل بالا $Ln(CO_2)$ لگاریتم طبیعی سرانه انتشار کربن دی‌اکسید بر حسب تن در سال، Ln(GDP) لگاریتم طبیعی سرانه تولید ناخالص داخلی براساس قیمت ثابت دلار آمریکا در سال ۲۰۱۰، Ln(REC) و Ln(NREC) به‌ترتیب لگاریتم سهم مصرفی از انرژی تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر بر حسب درصد از میزان کل مصرف انرژی، Ln(FD) لگاریتم طبیعی توسعه مالی (اعتبار داخلی که در اختیار بخش خصوصی قرار می‌گیرد و شامل وام، اوراق بهادار و اعتبارات تجاری می‌شود) براساس درصد از تولید ناخالص داخلی، Ln(URB) لگاریتم طبیعی سهم شهرنشینی بر حسب درصد از کل جمعیت و Ln(TR) سنجه آزادسازی تجاری بوده که از مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات نسبت به تولید ناخالص داخلی به‌دست می‌آید. همچنین اندیس t دوره زمانی، i تعداد مقاطع و ε_{it} جز اخلال می‌باشد. در مطالعه حاضر از یک تجزیه و تحلیل کشوری در قالب مدل‌سازی پانلی برای دوره زمانی ۱۵ساله (۲۰۱۵ - ۲۰۰۰) استفاده شده است. آمار و اطلاعات مورد نیاز از آژانس بین‌المللی انرژی و داده‌های بانک جهانی[۹] تهیه و گردآوری گردید. همچنین جهت تجزیه و تحلیل و برآورد مدل از بسته نرم‌افزاری Eviews10 استفاده شده است. جدول (۱) میزان انتشار CO_2 را در مقاطع مورد مطالعه نشان می‌دهد.

جدول ۱- انتشار کربن دی اکسید در سال ۲۰۱۷

Table 1. CO_2 emissions in 2017

کشور Country	انتشار CO_2 (میلیون تن) CO_2 emission (million tons)	سهم (٪) Share (%)	سرانه انتشار CO_2 (تن) Per capita CO_2 emission (tons)
چین China	9257.93	28.19	6.68
آمریکا United States	4761.30	14.50	14.64
هند India	2161.57	6.58	1.61
روسیه Russian Federation	1536.88	4.68	10.64
ژاپن Japan	1132.44	3.45	8.93

ادامه جدول ۱- انتشار کربن دی اکسید در سال ۲۰۱۷
Cont. Table 1. CO_2 emissions in 2017

کشور Country	انتشار CO_2 (میلیون تن) CO_2 emission (million tons)	سهم (٪) Share (%)	سرانه انتشار CO_2 (تن) Per capita CO_2 emission (tons)
آلمان Germany	718.79	2.19	8.70
کره جنوبی Korea, Rep	600.03	1.83	11.66
ایران Iran	567.12	1.73	7.03
کانادا Canada	547.80	1.67	14.99
عربستان سعودی Saudi Arabia	532.18	1.62	16.08
برزیل Brazil	427.63	1.30	107.03
مجموع Total	22243.68	67.73	11.55
جهان World	32839.86	100	4.37

ماخذ: آژانس بین المللی انرژی، ۲۰۱۷

Source: International Energy Agency, 2017

مطابق با آخرین آمار و اطلاعات گزارش شده توسط IEA در سال ۲۰۱۷، کشورهای چین، ایالات متحده آمریکا، هند، روسیه، ژاپن، آلمان، ایران، عربستان سعودی، کره، کانادا و برزیل عامل انتشار بیش از ۶۷ درصد از CO_2 کل جهان می‌باشند. شکل (۱) موقعیت جغرافیایی مقاطع مورد بررسی در جهان را نشان می‌دهد.

شکل ۱- موقعیت جغرافیایی کشورهای مورد مطالعه
Fig. 1- Geographical location of the studied countries

روش تحقیق

در مطالعه حاضر، نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، به بررسی مانایی متغیرها پرداخته، سپس هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی پانلی آزمون شده است. در آخر نیز بردارهای هم انباشتگی توسط روش‌های حداقل مربعات معمولی به‌طور کامل اصلاح شده[10] و حداقل مربعات معمولی پویا[11] استخراج می‌شود.

بررسی مانایی

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی

بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به تحلیل‌های گمراه کننده‌ای منجر خواهد شد (Baltagi, 2005). همچنین در مدل‌های ترکیبی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها، مسئله رگرسیون کاذب مصداق خواهد داشت (Gojarati, 2004). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد در داده‌های پانلی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج ضروری خواهد بود. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های لوین، لین و چو[12] و ایم، پسران و شین[13] استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. همچنین فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی[14] دارند. سپس مقدار آماره‌های بالا با مقادیر بحرانی محاسبه شده مقایسه و در صورت بزرگتر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن متغیر) رد و مانایی متغیرها مورد پذیرش قرار خواهد گرفت.

بررسی هم‌انباشتگی

درصورتیکه متغیرهای مدل در سطح مانا نباشند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم-انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. مفهوم هم انباشتگی بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (Noferesti, 2010). آزمون‌های هم‌انباشتگی در داده‌های پانل دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه مدت و حجم نمونه نیز کوچک باشد، قابلیت استفاده را دارند (Baltagi, 2005). جهت بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی (Pedroni, 2004) و کائو (Kao, 1990) استفاده می‌شود. در روش پدرونی امکان وجود اثرات ثابت و روندهای زمانی ناهمگن در بین مقاطع در نظر گرفته می‌شود. پدرونی هفت آماره مختلف را در دو گروه متمایز جهت بررسی فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن بردار هم‌انباشتگی در مدل‌های پانل معرفی می‌کند. گروه اول آزمون‌ها مشهور به آماره‌های آزمون‌های درون گروهی بوده و شامل آماره‌های V پانل، RHO پانل، PP پانل و ADF پانل است. آماره‌های آزمون بین گروهی نیز عبارت از آماره‌های RHO گروهی، PP گروهی و ADF گروهی می‌باشد. چنانچه از بین هفت آماره پدرونی، حداقل چهار آماره معنی‌دار باشند، می‌توان فرض صفر مبنی بر وجود نداشتن هم‌انباشتگی را رد کرد (Pedroni, 2004). روش کائو نیز به‌منظور انجام آزمون-های هم‌انباشتگی از همان رویکرد پدرونی استفاده می‌کند با این تفاوت که تنها اثرات ثابت مقاطع و ضرایب همگن متغیرها را در رگرسیون اولیه در نظر می‌گیرد.

برآورد مدل

پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی لازم است که آزمون‌های تشخیصی مربوطه برای تعیین نوع مدل تخمینی انجام شود. به‌منظور حصول اطمینان از معنی‌دار بودن گروه کشورهای عضو نمونه، از آماره چاو[15] استفاده می‌شود. اگر آماره F محاسبه شده بزرگتر از F جدول باشد، فرضیه H_0 مبنی بر برابری عرض از مبدأ را نمی‌توان پذیرفت و بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد مدل لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل جهت برآورد استفاده کرد. حال برای پاسخ به اینکه آیا تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی به‌طور ثابت عمل می-کند یا اینکه عملکردهای تصادفی می‌توانند این اختلاف بین واحدها را به‌طور واضح‌تری بیان کنند، از آزمون هاسمن[16] استفاده می‌شود. در آزمون هاسمن، فرضیه H_0 مبنی بر سازگاری تخمین‌های اثر تصادفی در مقابل فرضیه H_1 مبنی بر ناسازگاری تخمین‌های اثر تصادفی مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر فرضیه H_0 پذیرفته نشود، بایستی جهت برآورد از تخمین به روش اثرات ثابت[17] استفاده شود. در غیر این صورت تخمین به روش اثرات

تصادفی[18] صورت می‌گیرد (Oskooei and Akbari, 2015).

حداقل مربعات معمولی به‌طور کامل اصلاح شده (FMOLS)

روش FMOLS یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای اخلال مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت را مورد محاسبه قرار می‌دهد. این عمل با هدف تصحیح خودهمبستگی سریالی می‌باشد که باعث می‌شود تخمین‌زن OLS به‌صورت ناپارامتریکی تصحیح شود (Phillips and Hansen, 1990). رابطه (۲) سیستم هم‌انباشتگی را برای داده‌های ترکیبی نشان می‌دهد.

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}\beta_1 + \vartheta_{it}$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

در روابط بالا، روند بردار خطا $\xi_{it} = (\vartheta_{it}, \acute{\varepsilon}_{it})$ یک روند ایستا است با توجه به ماتریس کوورایانس که توسط Ω_i نشان داده می‌شود. تخمین‌زن FMOLS پانلی میانگین گروهی و بین گروهی می‌تواند به‌صورت معادله (۲) نشان داده شود:

$$\hat{\beta}_{GFM} = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\Big(\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_i)^2\Big)^{-1}\Big(\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_{it})Z_{it}^{*} - T_{\tau i}\Big) \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)

$$\tau_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^{0} - \Big(\frac{\hat{\Omega}_{22i}}{\Omega_{22i}}\Big)\big(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^{0}\big)$$

و

$$Z_{it}^{*} = (Z_{it} - \bar{Z}_{it}) - \Big(\frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\Omega_{22i}}\Big)\big(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Omega}_{22i}^{0}\big)$$

$$\hat{t}_{\hat{\beta}_{GFM}^{*}} = N^{-1/2}\sum_{i=1}^{T}\Big(\hat{\beta}_{FM,i}^{*} - \beta\Big)\Big(\hat{L}_{11i}^{-1}\sum_{t=1}^{T}(X_{it} - \bar{X}_i)^2\Big)^{1/2} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، تخمین‌زن FMOLS برای هر عضو پانل به‌صورت $\hat{\beta}_{FM,i}^{*}$ است. این ویژگی مربوط به آماره t، استاندارد و به‌صورت نرمال توزیع شده است؛ $N \to \infty, T \to \infty$. همچنین این روش دارای مزیت‌هایی است که آن را از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) متمایز می‌کند؛ از جمله این مزیت‌ها، سازگار بودن برآوردها، بدون تورش بودن برآوردها به‌طور مجانبی، دارا بودن توزیع نرمال مجانبی و ارائه انحراف معیارهای اصلاح شده‌ای که امکان استنباط‌های آماری را فراهم می‌کند (Tashkini, 2005) و بنابراین آزمون t برای ضرایب بلندمدت از اعتبار کافی برخوردار است.

حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)

این روش توسط Stock and Watson (1993) مطرح شده است که با تعدیل روش حداقل مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیر مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. به‌دلیل مشکل‌های درون‌زایی، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی منجر به انحراف از رگرسیون می‌شود، تخمین‌زن DOLS این انحراف و تورش را به واسطه افزایش وقفه‌ها و مقادیر همزمان در رگرسیون ثابت رفع می‌کند (Law *et al*., 2014). به‌عبارت دیگر این تخمین‌زن از تعدیل‌های پارامتریک برای اجزای خطاها، با استفاده از تجمیع یک رگرسیون ایستا با وقفه‌ها و مقادیر جاری رگرسورها با یک تفاضل استفاده می‌کند و مقدار گذشته و آینده متغیرهای توضیحی تفاضلی را به‌عنوان متغیرهای اضافی در تخمین در نظر می‌گیرد. تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی پویا دارای نقاط قوت بسیاری است از جمله اینکه: محاسبه این تخمین‌زن آسان است به‌طوریکه برآورد الگو به کمک این روش دارای کارایی مجانبی بسیار آسانتری نسبت به سایر تخمین‌زن‌ها می‌باشد، تخمین بلند مدت پارامترها با روش DOLS سازگار می‌باشد، روش DOLS درون‌زایی متغیرهای توضیحی و ویژگی‌های مجانبی از جمله سازگاری تخمین‌زن‌ها را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد (Mahdavi *et al*. 2017). تخمین‌زن DOLS را می‌توان به‌صورت معادله (۵) نشان داد:

$$y_{it} = \acute{z}_{it-1}\beta + \sum_{j=-p1}^{j=p2} c_{ij}\,\Delta z_{ij+j} + v_{it} \qquad (۵)$$

که در رابطه (۵) c_{ij} ضریب وقفه متغیرهای تفاضل مرتبه اول است.

هردو روش FMOLS و DOLS به‌عنوان تخمین‌زن کارا و سازگار به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت می‌باشند و خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی نهفته بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهند. همچنین این دو تخمین زن از تورش نمونه‌ای کمی برخوردار بوده و نتایج کمابیش یکسانی ارائه می‌دهند (Kao and Chiang, 2000).

نتایج و بحث

در قسمت اول بخش نتایج تحقیق حاضر به معرفی سنجه‌های اقتصادی - اجتماعی کشورهای چین، ایالات متحده آمریکا، هند، روسیه، ژاپن، آلمان، ایران، عربستان سعودی، کره، کانادا و برزیل پرداخته و در ادامه خلاصه آماری از متغیرهای مدل گزارش می‌شود. با توجه به داده‌های جدول (۲)، کشورهای منتخب در پژوهش حاضر از سطح‌های توسعه‌ای اقتصادی - اجتماعی متفاوتی برخوردارند، با این حال نقطه مشترک همه آن‌ها وابستگی به انرژی‌های فسیلی می‌باشد که به تبع آن عامل اصلی انتشار CO_2 در کل دنیا هستند (شکل ۲).

جدول ۲- سنجه‌های اقتصادی - اجتماعی کشورهای مورد بررسی در سال ۲۰۱۷

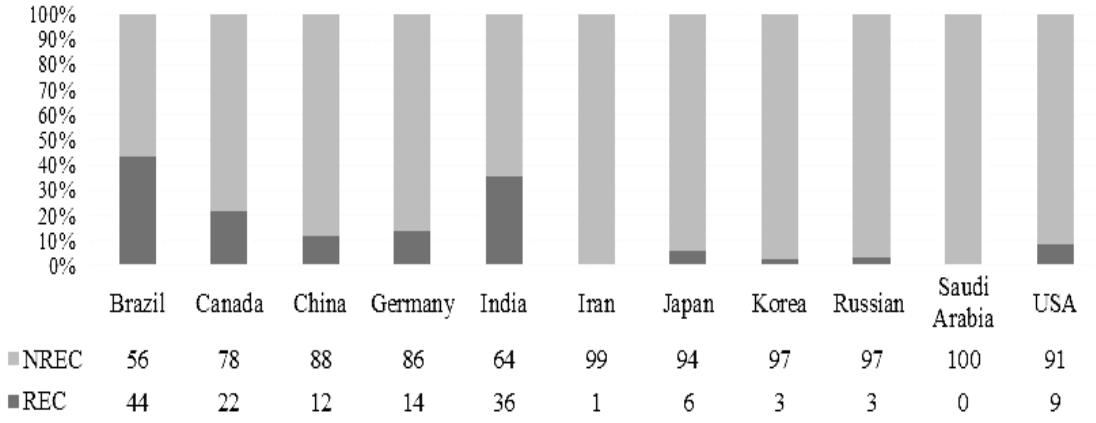
Table 2. Socio-economic indicators of the countries in 2017

تولید ناخالص داخلی GDP (billion dollar)	سنجه توسه انسانی HDI	شهرنشینی Urban population (%)	جمعیت Population (millions inhab.)	مساحت Area (km^2)	کشور Country
10131.86	0.67	59.15	1392.73	9640821	چین China
17348.62	0.76	82.26	327.17	9629091	آمریکا United States
2660.37	0.44	34.03	1352.62	3287263	هند India
1684.21	0.73	74.43	144.48	17098243	روسیه Russian Federation
6141.35	0.84	91.62	126.53	390757	ژاپن Japan
3878.00	0.80	77.31	82.93	377930	آلمان Germany
1345.94	0.85	81.46	51.64	100210	کره جنوبی Korea, Rep
560.88	0.59	74.90	81.80	1648195	ایران Iran
1869.06	0.80	81.41	37.06	9984670	کانادا Canada
684.95	0.59	83.84	33.70	2149690	عربستان سعودی Saudi Arabia
2284.13	0.56	86.57	209.47	8514877	برزیل Brazil

ماخذ: بانک جهانی، ۲۰۱۷

World Bank database, 2017:Source

در جدول (۳) خلاصه آماره‌های توصیفی از داده‌های متغیرهای این تحقیق در کشورهای مورد مطالعه ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول، بیشترین میانگین انتشار سرانه کربن دی‌اکسید و تولید ناخالص داخلی مربوط به کشور آمریکا بوده و هند کمترین میزان انتشار کربن دی اکسید و تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده است. همچنین کشورهای عربستان و برزیل به ترتیب بیشترین و کمترین استفاده از سوخت‌های فسیلی را دارا می‌باشند. در مورد استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، برزیل بیشترین و عربستان کمترین مقدار میانگین را دارا است.



شکل ۲- درصد استفاده از انرژهای تجدیدپذیر و فسیلی (بانک جهانی،۲۰۱۷)

Fig. 2- Percentage of use of renewable and fossil energy (World Bank, 2017)

کمترین میزان آزادسازی تجاری مربوط به کشور آمریکا بوده که نشان‌دهنده این است که بخش قابل توجه انتشار کربن دی‌اکسید آمریکا مربوط به تولید ناخالص داخلی این کشور می‌باشد.

جدول ۳- آمار توصیفی متغیرهای کشورهای مورد بررسی در دوره ۲۰۱۴ - ۲۰۰۰

Table 3. Descriptive statistics of the variables for the countries analyzed in 2000-2014

بیشترین Max.	کمترین Min.	انحراف معیار St. deviation	مد Median	میانگین Mean	متغیر Variable	کشور Country
7.56	2.70	1.79	5.33	5.26	CO_2	چین China
6096.49	1767.83	1451.55	3480.15	3619.99	GDP	
29.73	11.70	6.44	15.35	17.95	REC	
88.90	79.84	3.12	87.22	85.71	NREC	
140.15	101.92	10.88	118.64	119.16	FD	
54.26	35.88	5.93	45.20	45.14	URB	
0.64	0.39	0.08	0.51	0.51	TR	
20.18	16.31	1.43	19.09	18.38	CO_2	آمریکا United States
51015.14	44726.97	2057.46	48499.81	48042.87	GDP	
8.75	4.68	1.42	6.40	6.67	REC	
86.35	82.94	1.26	85.61	84.97	NREC	
206.30	161.69	12.68	187.21	183.81	FD	
81.48	79.06	0.77	80.27	80.27	URB	
0.15	0.09	0.02	0.12	0.12	TR	
1.73	0.96	0.26	1.19	1.25	CO_2	هند India
1640.18	826.59	264.81	1173.88	1176.85	GDP	
51.79	36.65	5.65	45.87	44.81	REC	
73.58	63.65	3.55	67.88	68.25	NREC	
52.39	28.72	9.05	46.22	43.20	FD	
32.38	27.67	1.51	29.91	29.94	URB	
0.56	0.26	0.11	0.46	0.43	TR	
12.78	10.63	0.67	11.67	11.53	CO_2	روسیه Russian Federation
11756.24	6491.09	1851.57	10219.89	9594.38	GDP	
3.74	3.23	0.15	3.48	3.48	REC	
92.14	89.51	0.55	90.75	90.75	NREC	
53.47	13.65	12.82	37.78	33.68	FD	
73.95	73.34	0.20	73.55	73.57	URB	
0.45	0.26	0.05	0.32	0.33	TR	
9.91	8.62	0.32	9.62	9.53	CO_2	ژاپن Japan
46484.16	42169.73	1492.35	44507.68	44202.60	GDP	
5.63	3.65	0.55	4.03	4.22	REC	
94.63	80.60	5.42	82.71	85.03	NREC	
212.27	159.72	14.08	167.05	170.86	FD	
91.30	78.65	4.37	88.15	86.93	URB	
0.38	0.20	0.06	0.29	0.28	TR	

ادامه جدول ۳- آمار توصیفی متغیرهای کشورهای مورد بررسی در دوره ۲۰۱۴ - ۲۰۰۰

Table 3 (Cont.). Descriptive statistics of the variables for the countries analyzed in 2000-2014

10.37	8.82	0.47	9.51	9.58	CO_2	آلمان Germany
44933.72	37930.49	2519.11	40362.29	40852.69	GDP	
13.38	3.70	3.22	8.59	8.28	REC	
83.62	79.56	1.42	81.27	81.52	NREC	
115.84	79.17	12.13	98.19	97.93	FD	
77.19	74.97	0.79	76.38	76.29	URB	
0.87	0.61	0.10	0.77	0.74	TR	
11.80	9.50	0.90	10.18	10.46	CO_2	کره جنوبی Korea
24323.57	15104.52	2970.51	20385.32	19901.37	GDP	
2.84	0.69	0.58	1.02	1.19	REC	
84.16	80.55	1.15	82.49	82.47	NREC	
148.34	73.60	19.38	134.88	124.93	FD	
81.94	79.62	0.77	81.63	81.25	URB	
1.10	0.60	0.18	0.77	0.84	TR	
8.38	5.67	0.89	7.28	7.12	CO_2	ایران Iran
6698.68	4796.08	611.75	6038.53	5878.93	GDP	
1.40	0.44	0.29	0.90	0.90	REC	
99.67	98.81	0.29	99.33	99.27	NREC	
53.36	26.25	9.60	45.32	42.40	FD	
72.83	64.04	2.81	68.86	68.68	URB	
0.54	0.41	0.04	0.48	0.47	TR	
17.48	14.74	0.94	16.70	16.37	CO_2	کانادا Canada
50309.16	39340.75	3837.13	46542.90	45452.93	GDP	
22.70	21.01	0.50	22.08	21.99	REC	
76.55	73.17	0.96	75.08	75.02	NREC	
188.75	93.44	24.94	145.98	147.02	FD	
81.22	79.48	0.57	80.40	80.45	URB	
0.83	0.59	0.07	0.67	0.68	TR	
19.44	14.02	1.81	17.11	16.83	CO_2	عربستان سعودی Saudi Arabia
21087.35	16696.41	1279.13	19262.55	19276.42	GDP	
0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	REC	
100.00	99.20	0.24	100.00	99.88	NREC	
45.63	24.24	6.14	35.42	34.97	FD	
82.96	79.85	0.99	81.43	81.42	URB	
1.33	0.76	0.16	1.07	1.06	TR	
2.61	1.77	0.27	1.90	2.04	CO_2	برزیل Brazil
11993.49	8803.15	1211.28	10293.53	10293.15	GDP	
49.11	41.48	2.35	45.39	45.03	REC	
59.11	51.32	2.51	54.64	55.31	NREC	
66.03	27.69	14.22	40.69	43.45	FD	
85.49	81.19	1.36	83.45	83.41	URB	
0.30	0.22	0.02	0.26	0.26	TR	

ماخذ: بانک جهانی

Source: World Bank

نتایج آزمون ریشه واحد پانل

نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد LLC و IPS در سطح و تفاضل متغیرهای تحقیق در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴- آزمون ریشه واحد

Table 4. Unit root test

ایم، پسران و شین				لوین، لین و چو		
Im, Pesaran and Shin W-stat (IPS)				Levin, Lin & Chu (LLC)		
متغیر Variable	نتیجه Result	شرایط آزمون Condition	آماره Statistic	نتیجه Result	شرایط آزمون Condition	آماره Statistic
LCO_2	-2.774 (0.002)***	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (1)	-3.967 (0.000)***	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)
LFD	-2.388 (0.008)***	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (1)	-1.759 (0.039)**	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)

ادامه جدول ۴- آزمون ریشه واحد
Table 4 (Cont.). Unit root test

	ایم، پسران و شین Im, Pesaran and Shin W-stat (IPS)			لوین، لین و چو Levin, Lin & Chu (LLC)		
متغیر Variable	نتیجه Result	شرایط آزمون Condition	آماره Statistic	نتیجه Result	شرایط آزمون Condition	آماره Statistic
LGDP	-3.707 (0.000)***	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (1)	-2.281 (0.011)**	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)
LNREC	-2.247 (0.012)**	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (1)	-1.939 (0.026)**	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (0)
LREC	-3.041 (0.001)***	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (1)	-1.635 (0.051)**	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)
LTR	-2.222 (0.013)**	با عرض از مبدأ و روند Intercept & trend	I (1)	-3.111 (0.000)***	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)
LURB	-2.859 (0.002)***	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)	-5.952 (0.000)***	با عرض از مبدأ Intercept	I (0)

ماخذ: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)
denotes significance at 10%, 5% and 1% level, respectively*** & **, *

همانطور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود براساس آزمون LLC، در سطح احتمال ۵ درصد همه متغیرها در سطح مانا هستند. براساس آزمون IPS، تمام متغیرهای مدل به جز LURB در سطح مانا نیستند که پس از یک بار تفاضل‌گیری این متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد مانا شده‌اند. به‌عبارتی دارای میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت هستند و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. با توجه به این که متغیرهای الگو بنابر آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها در سطح گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد.

جدول ۵- آزمون‌های پدرونی و کائو
Table 5. Pedroni & Kao test

آماره‌های درون گروهی Within-dimension	آماره Statistic	آماره Statistic	آماره‌های بین گروهی Between-dimension	آماره Statistic
Panel v-Statistic	-2.465 (0.993) ns	-3.251 (0.999) ns	Group rho-Statistic	4.810 (1.000) ns
Panel rho-Statistic	4.524 (1.000) ns	3.893 (1.000) ns	Group PP-Statistic	-13.501 (0.000)***
Panel PP-Statistic	-5.597 (0.000)***	-10.055 (0.000)***	Group ADF-Statistic	-2.286 (0.011)**
Panel ADF-Statistic	-1.734 (0.041)**	-3.555 (0.000)***	Kao test ADF	-2.795 (0.002)***

ماخذ: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)
denotes significance at 10%, 5% and 1% level respectively*** & **, *

نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول (۵) نشان می‌دهد که از بین هفت آماره بین گروهی و درون گروهی بیشتر آماره‌ها (چهار آماره) در سطح پنج درصد معنی‌دار هستند و می‌توان فرض صفر مبتنی بر وجود نداشتن بردار هم‌انباشتگی را رد کرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو نیز بیان‌گر این است که فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌داری پنج درصد با قدرت رد می‌شود. به‌طورکلی، نتایج هر دو آزمون پدرونی و کائو وجود رابطه تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب نیز بین

متغیرهای الگو را تأیید می‌کنند.

نتایج بررسی اثرات ثابت مدل

براساس نتایج جدول (۶) در همه کشورهای مورد بررسی در این تحقیق، فرضیه H_0 مبنی بر برابری عرض از مبدأها[19] را نمی‌توان پذیرفت و بایستی عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل[20] جهت برآورد استفاده کرد. آماره F گزارش شده در آزمون چاو، F لیمر[21] می‌باشد.

جدول ۶- آزمون چاو

Table 6. Chow test

آزمون اثرات Effects test	آماره Statistic	درجه آزادی df	سطح معنی‌داری Sig.
Cross-section F	273.858	(10,148)	0.000***
Cross-section Chi-square	490.152	10	0.000***

ماخذ: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

denotes significance at 10%, 5% and 1% level, respectively*** & **, *

در مرحله بعد برای مشخص نمودن نوع روش تخمین به لحاظ اثرات ثابت یا تصادفی آزمون هاسمن مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرضیه H_0 در این آزمون سازگاری تخمین‌های اثر تصادفی است.

جدول ۷- آزمون هاسمن

Table 7. Huasman test

خلاصه نتایج آزمون Test summary	آماره Chi-Sq. statistic	درجه آزادی Chi-Sq. d.f.	سطح معنی‌داری Sig.
Cross-section random	7.010	6	0.319 ns

ماخذ: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

denotes significance at 10%, 5% and 1% level, respectively*** & **, *

با توجه نتایج جدول (۷)، فرض صفر مبنی بر سازگاری تخمین‌های اثر تصادفی پذیرفته می‌شود.

نتایج برآورد مدل

پس از تأیید وجود رابطه هم‌انباشتگی پانلی بین متغیرهای مدل، به تخمین و برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل با استفاده از روش‌های FMOLS و DOLS پرداخته می‌شود. جدول‌های (۸) و (۹) نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد.

جدول ۸- برآورد رابطه بلندمدت با استفاده از روش FMOLS

Table 8. Estimation of long-term relationship using the FMOLS method

متغیر Variable	ضرایب Coefficient	انحراف معیار Std. error	آماره t-statistic	سطح معنی‌داری Sig.
LFD	-0.080	0.004	-19.378	0.0003***
LGDP	0.785	0.004	198.359	0.0127**
LNREC	0.310	0.006	48.334	0.0000***
LREC	-0.294	0.001	-239.111	0.0000***
LTR	-0.036	0.003	-12.227	0.0029***
LURB	-1.411	0.011	-124.416	0.0000***
R^2	0.801		$\overline{R}^2$	0.793

ماخذ: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: research findings (*, **, and *** denote significance at 10%, 5%, and 1%, respectively)

با توجه به نتایج به‌دست آمده، براساس معیارهای اعتبارسنجی مدل نظیر R^2 و$\overline{R}^2$ و معناداری متغیرها، صحت نتایج به‌دست آمده از برآورد هر دو مدل جهت تجزیه وتحلیل و اظهار نظر تأیید می‌گردند. همچنین با توجه به نتایج این دو جدول تخمین رابطه بلند مدت از طریق تخمین‌زن‌های FMOLS و DOLS کمابیش شبیه

به یکدیگر می‌باشند. نظر به اینکه مدل FMOLS به‌صورت لگاریتمی برآورد شده است، ضرایب به‌دست آمده نشان‌دهنده کشش میزان انتشار CO_2 نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشد. ولی در مدل DOLS با استفاده از معیارهای اعتبارسنجی، مدل نیمه‌لگاریتمی با متغیر وابسته ساده و متغیرهای مستقل لگاریتمی به‌عنوان مدل برتر می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست آمده در جدول‌های (۸) و (۹) براساس هر دو روش بین انتشار کربن دی‌اکسید و درصد استفاده از انرژی تجدیدپذیر رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد. در مدل FMOLS به ازای یک درصد افزایش در مصرف انرژی تجدیدپذیر میزان انتشار کربن‌دی‌اکسید ۰/۲۹ درصد و در مدل DOLS میزان انتشار این گاز ۱/۴۳۲ واحد (تن) کاهش می‌یابد. بررسی رابطه مستقیم بین انرژی تجدیدناپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید در هر دو مدل نشان‌دهنده تأثیر شدید انرژی‌های فسیلی بر تخریب محیط‌زیست می‌باشد.

جدول ۹- برآورد رابطه بلند مدت با استفاده از روش DOLS

Table 9. Estimation of long-term relationship using the DOLS method

متغیر Variable	ضرایب Coefficient	انحراف معیار Std. Error	آماره t-Statistic	سطح معنی‌داری Sig.
LFD	-1.047	0.184	-5.687	0.0001***
LGDP	6.105	0.184	33.107	0.0000***
LNREC	2.248	0.294	7.658	0.0364**
LREC	-1.152	0.043	-26.925	0.0000***
LTR	-1.432	0.137	-10.432	0.0004***
LURB	-12.582	0.535	-23.530	0.0012***
R^2	0.749		$\overline{R}^2$	0.741

ماخذ: یافته‌های تحقیق (* و **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد)

Source: research findings (*, **, and *** denote significance at 10%, 5%, and 1%, respectively)

رابطه معکوس انرژی تجدیدپذیر و مستقیم انرژی‌های فسیلی با انتشار CO_2 با مطالعات Apergis and Payne (2014)، Baek and Pride (2014)، Al-Mulali *et al.* (2015)، Farhani and Ozturk (2015) و Jebli *et al.* (2016) سازگار است. همچنین بررسی متغیرها نشان می‌دهد بین درجه آزادسازی تجاری و انتشار آلاینده‌ها رابطه معکوس وجود داشته که این نتیجه نیز با نتایج یافت شده توسط Mouselli *et al.* (2013) و Jebi *et al.* (2016) مطابقت دارد که می‌توان نتیجه گرفت باز بودن تجارت، میزان انتشار را کاهش می‌دهد. در مدل‌های FMOLS و DOLS و در حضور متغیرهای FD، GDP، NRE، REC، TR و URB بیشترین تأثیر افزایشی مربوط به GDP می‌باشد. با توجه به اینکه رشد تولید ناخالص داخلی نیازمند افزایش تولیدات و به تبع آن افزایش مصرف انرژی می‌باشد و همچنین با توجه به در دسترس بودن حامل‌های انرژی فسیلی به‌نسبت ارزان در کشورهای مورد بررسی، افزایش GDP با افزایش استفاده از انرژی‌های فسیلی امکان‌پذیر است، که این امر منجر به بالارفتن انتشار CO_2 خواهد شد که با مطالعات Apergis and Payne (2009)، Baek (2015) و Apergis and Payne (2015) مطابقت دارد. رابطه منفی بین جمعیت شهرنشینی و انتشار CO_2 با فرضیه توجیهی دام فقر - تخریب مرتبط می‌باشد که در آن فقر روستایی منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود (Finco, 2009). نرخ بالای جمعیت روستایی منجر به افزایش انتشار کربن دی‌اکسید شده، به‌دلیل اینکه بیشتر مردم روستایی درآمد ناشی از اشتغال رسمی ندارند، بنابراین درختان زیادی در منطقه‌های روستایی قطع و فروخته شده یا به‌عنوان سوخت مورد استفاده قرار می‌گیرند. همچنین با افزایش درصد مهاجرت از روستا به شهر، میزان دامپروری که یکی از عمده‌ترین فعالیت‌های تولید گازهای گلخانه‌ای می‌باشد با کاهش قابل ملاحظه‌ای رو به رو می‌شود، در نتیجه انتشار CO_2 کم خواهد شد

که این نتیجه در مطالعات Abdallah and Abugamos) 2017) و Zmami and Ben-Salah (2020) نیز حاصل شده است. توسعه بخش مالی می‌تواند سرمایه‌گذاری در پروژه‌های محیط‌زیستی را تسهیل کرده و به‌طور قابل توجهی سبب کاهش انتشار آلاینده‌ها شود (Tamazian and Rao, 2010). رابطه معکوس بین انتشار CO_2 و توسعه مالی که در تحقیق حاضر به‌دست آمده است، در مطالعات Saboori and Sulaiman (2013)، Kahouli (2017) و Muhammad (2019) نیز مورد تأکید قرار گرفته است.

نتیجه‌گیری

رشد اقتصادی و به‌دنبال آن افزایش روز افزون مصرف انرژی سبب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، بویژه CO_2 به‌عنوان یکی از سنجه‌های مهم آلودگی هوا شده است. در پژوهش حاضر رابطه بلند مدت بین انتشار کربن دی‌اکسید با تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، آزادسازی تجاری، درصد شهرنشینی و توسعه مالی برای یازده کشور عمده انتشاردهنده CO_2 طی دوره زمانی ۱۵ساله (۲۰۱۵ - ۲۰۰۰) بررسی گردید. بدین منظور پس از بررسی مانایی، وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل نیز تأیید شد. سپس جهت تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش‌های FMOLS و DOLS استفاده گردید. نتایج حاصل از برآوردهای صورت گرفته نشان داد که بین متغیرهای رشد اقتصادی، انرژی تجدیدناپذیر و انتشار CO_2 در کشورهای مورد مطالعه ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد. به گونه‌ای که افزایش رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدناپذیر موجب افزایش انتشار CO_2 می‌شود. همچنین متغیرهای مصرف انرژی تجدیدپذیر، آزادسازی تجاری، توسعه مالی و شهرنشینی سبب کاهش انتشار کربن دی‌اکسید و کاهش آلودگی هوا در کشورهای مورد بررسی می‌گردند. با توجه به اینکه کاهش رشد اقتصادی به‌منظور کاهش آلودگی هوا، مخالف هدف‌های توسعه‌ای کشورها است و با توجه به زمان‌بر بودن کاهش آلودگی هوا از طریق دست‌یابی به درآمد سرانه و رشد اقتصادی بالاتر، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان و سیاست-گذاران کشورها با وضع قوانین سخت‌گیرانه و به‌کارگیری تکنولوژی نوین و با استفاده از ابزارهای اقتصادی مانند مالیات بر کربن، از انتشار رو به رشد آلودگی هوا جلوگیری کنند. لگاریتم آزادسازی تجاری تأثیر معکوس و معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد. از این رو با توجه به نتایج تحقیق، به سیاست‌گذاران توصیه می‌گردد با در نظر گرفتن عامل‌هایی چون مزیت نسبی در تولیدات، همکاری اقتصادی را گسترش داده و در آن دسته از صنایعی که از پتانسیل مناسبی برای تولید برخوردار هستند، سرمایه‌گذاری نمایند. همچنین با تسهیل قوانین مربوطه به اعمال تعرفه و گمرک کالا و خدمات و حرکت به سوی اقتصاد باز و رهایی از اقتصاد دولتی، زمینه را برای توسعه سطح مبادلات تجاری بهبود بخشند. با توجه به نتایج به‌دست آمده از مطالعه حاضر، استفاده از انرژی‌های پاک از قبیل انرژی بیوگاز، انرژی خورشیدی و انرژی باد توصیه می‌گردد. افزون بر این، کشورهای توسعه یافته باید فناوری‌های پیشرفته و دوست-دار محیط‌زیست را به کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه‌یافته منتقل کنند و از این طریق سبب کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در سطح جهانی گردند. اعمال سیاست-های حفاظت از انرژی، فرهنگ‌سازی در راستای استفاده بهینه از انرژی و آموزش و توانمندسازی مردم در منطقه-های روستایی برای فرار از دام فقر - تخریب نیز از جمله راهکارهای کاهش انتشار CO_2 می‌باشد.

پی‌نوشت‌ها

[1]European Commission
[2]International Energy Agency
[3]Kuznets Environmental Curve
[4]Logarithmic Mean Divisia Index (LMDI)
[5]Extended Kaya Identity (EKI)
[6]Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology
[7]Persian Gulf Cooperation Council
[8]Pooled Mean Groupe- Autoregressive Distributed Lag Model
[9]World Bank database

[10]Fully-Modified Ordinary Least Squares
[11]Dynamic Ordinary Least Squares
[12]Levin, Lin & Chu (LLC)
[13]Im, Pesaran and Shin W-stat (IPS)
[14]Cross-Sectional Independence
[15]Chow Test
[16]Huasman Test
[17]Fixed Effect
[18]Random Effect
[19]Pooling
[20]Panel
[21]F-Limer Test

منابع

Abdallh, A. and Abugamos, H., 2017. A semi-parametric panel data analysis on the urbanization-carbon emissions nexus for the MENA countries. Renewable and Sustainable Energy Reviews Journal. 78, 1350-1356.

Alishiri, H., Mohamadkhanli, SH. and Mohammadbagheri, A., 2017. Study of factors affecting carbon dioxide emission in the country (With refined Laspeyres decomposition analytic method). International Journal of Environmental Science and Technology. 19(2), 51-62. (In Persian with English abstract).

Al-Mulali, U., Saboori, B. and Ozturk, I., 2015. Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam. Energy Policy Journal. 76, 123–131.

Angel, J., 2008. Potential impacts of climate change on water availability. Available online at: www.isws. illinois.edu/ Illinois State Water Survey Database.

Apergis, N. and Payne, J.E., 2009. CO_2 emissions, energy usage, and output in Central America. Energ Policy Journal. 37(8), 3282–3286.

Apergis, N. and Payne, J.E., 2015. Renewable energy, output, carbon dioxide emissions, and oil prices: evidence from South America. Energy Sources Journal Part B Economics Planning and Policy. 10(3), 281–287.

Baek, J. and Pride, D., 2014. On the income-nuclear energy-CO_2 emissions nexus revisited. Energy Econ Journal. 43, 6–10.

Baek, J., 2015. Environmental Kuznets curve for CO_2 emissions: The case of Arctic countries. Energy Econ Journal. 50, 13–17.

Baltagi, B.H. (2005) Econometric Analysis of Panel Data. 3rd Edition, John Wiley & Sons Inc., New York.

De Souza, E.S., Freire, S. and Pires, J., 2018. Determinants of CO_2 emissions in the MERCOSUR: the role of economic growth, and renewable and non-renewable energy. Environmental Science and Pollution Research Journal. 25, 2069–2078.

Dong, K., Dong, X. and Dong, C., 2019. Determinants of the global and regional CO_2 emissions: What causes what and where? Applied Economics Journal. 51(46), 5031-5044.

Ebel, B.J and Walburger, A.M., 1999. The economic impacts of climate change on Canadian agriculture and the world: How big are the impacts really? Canadian Journal of Agricultural Economics. 47(11), 472-473.

EU, 2018. European Commission. Available online at: http:// www.ec.europa.eu/site/.

Farhani, S. and Ozturk, I., 2015. Causal relationship between CO_2 emissions, real GDP, energy consumption, financial development, trade open- ness, and urbanization in Tunisia. Journal of Environmental Science and Pollution Research. 22(20), 15663–15676.

Finco, M.V.A., 2009. Poverty-environment trap: A non-linear probit model applied to rural areas in the north of Brazil. American-Eurasian Journal of Agricultural and Environmental

Sciences. 5, 533–9.

Golkhandan, A. and Mohseninia, R., 2015. The relationship between economic growth, energy consumption and trade with air Pollution: Experimental evidence from MENA region countries using the integrated group average (PMG) approach. Environmental Management Journal. 1(3), 53-68.

Gujarati, D., 2004. Basics of econometrics. 4rd Edition. McGraw-Hill Higher Education. New York.

Halicioglu, F., 2009. An econometric study of CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in turkey. Energy Policy. 37, 1156- 1164

IEA, 2019. International Energy Agency. Available online at: http:// www.iea.org/site/.

Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y., 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. Econometrics Journal. 115, 53-74.

Jebeli, M.B., Youssef, S.B. and Ozturk, I., 2016. Testing environmental Kuznets curve hypothesis: the role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD countries. Ecological Indicator Journal .60, 824–831.

Kahouli, B., 2017. The short and long run causality relationship among economic growth, energy consumption and financial development: Evidence from South Mediterranean Countries (SMCs). Energy Econ Journal. 68, 19–30.

Kao, C. and Chiang, M.H., 2000. On the estimation and inference of a co-integrated regression in panel data. Advances in Econometrics Journal. 15, 179–222.

Kemfert, C., 2009. Climate protection requirements- The economic impact of climate change. Handbook Utility Management Journal. 42, 725-739.

Law, S.H. Azman-Saini, W.N.W. and Tan, H.B., 2014. Economic globalization and financial development in East Asia: A panel co-integration and causality analysis. Emerging Markets Finance and Trade Journal. 50, 210-225.

Lee, J. and Chen, K., 2015. The relationship between CO_2 emissions and financial development. The Singapore Economic Review Journal. 60, 1- 21.

Levin, A. Lin, C. and Chu, C.J., 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite- sample properties. Econometrics Journal. 1, 24- 108.

Mahdavi, A. Hanjani, M. and Shamsolahrar, F., 2017. The Impact of Trade Liberalization on the Economic Growth of Selected Middle East Countries (with Emphasis on Endogenous Growth Models). Applied Economics Journal. 7(20), 11-22.

Mohammad Bagheri, A., 2010. Short-term and long-term relationships between GDP, energy consumption and carbon dioxide emissions in Iran. Quarterly Energy Economics Review Journal. 7(27), 101-129.

Motha, R. and Baier, W., 2005. Impact of Present and Future Climate Change and Climate Variability on Agriculture in the Temperate Regions: North America. Climate Change Journal. 70, 137–164.

Mouselli, S. Jaafar, A. and Goddard, J., 2013. Accrual's quality, stock returns and asset pricing: evidence from the UK. International Review of Financial Analysis. 30, 203–213.

Moutinho, V., Madaleno, M., Inglesi-Lotz, R. and Dogan, E., 2018. Factors affecting CO_2 emissions in top countries on renewable energies: A LMDI decomposition application. Renewable and

Sustainable Energy Reviews Journal. 90, 605-622.

Muhammad, B., 2019. Energy consumption, CO_2 emissions and economic growth in developed, emerging and Middle East and North Africa countries. Energy Journal. 179, 232-245.

Noferesti, M., 2010. Unit Root and Co-integration of Econometrics, Resa Publication. Tehran, Iran.

Oskooei, S.A. and Akbari, L., 2015. A Panel co-integration study of foreign trade and energy: Evidence from ECO Countries. The Macro and Strategic Policies Journal. 3(10), 17-38. (In Persian with English abstract).

Pedroni, P., 2004. Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Econometric Theory Journal. 3, 597- 625.

Pesaran, H. Shin, Y. and Smith, R., 1999. Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels. American Statistical Association Journal. 94, 621–634.

Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E., 1990. Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes, Economic Studies Review Journal. 57, 99– 125.

Redsma, P. Lansink, A. and Ewert, F., 2009. Economic impacts of climatic variability and subsidies on European agriculture and observed adaptation strategies. Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change Journal. 14, 35-59.

Rowshan, G.H. Khosh Akhlagh, F. Negahban, S. and Mirkatouly, J., 2009. Impact of Air Pollution on Climate Fluctuations in Tehran City. Environmental Sciences Journal. 7(1), 173-192. (In Persian with English abstract).

Saboori, B. Sulaiman, J., 2013. CO_2 emissions, energy consumption and economic growth in Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) countries: A co-integration approach. Energy Journal. 55, 813–822.

Stock, J.H. and Watson, M.W., 1993. A simple estimator of co-integration vectors in higher order integrated systems. Econometrica Journal. 61, 783-820.

Tamazian, A. and Rao, B.B., 2010. Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. Energy Econ Journal. 32 (1), 137–145.

Tashkini, A., 2005. Applied econometrics using Microfit. Tehran Deebagaran Artistic Cultural Institute.

Tavakoli, A., 2019. Decomposition and Analysis of Driving Forces of GHG Emissions and Emission Reduction Potentials in Iran. Quarterly Energy Economics Review Journal. 15(60), 77-105. (In Persian with English abstract).

World Bank, 2019. Available online at: http:// www.worldbank.org /site/.

Zmami, M. and Ben-Salha, Q., 2020. An empirical analysis of the determinants of CO_2 emissions in GCC countries. Sustainable Development and World Ecology Journal. (2020), DOI: 10.1080/13504509.2020.1715508.

Environmental Sciences Vol.19 / No.4 / Winter 2022

205-224

Original Article

Determinants of air pollution: empirical evidence from the largest CO_2 emitters

Elnaz Asadi, Abolfazl Deylami and Ali Keramatzadeh*

Department of Agricultural Economics, Faculty of Agricultural Management, Gorgan University of Agricultural Science and Natural Resources, Gorgan, Iran

Received: 2020.04.14 Accepted: 2021.09.19

Asadi, E., Deylami, A. and Keramatzadeh, A., 2022. Determinants of air pollution: empirical evidence from the largest CO_2 emitters. Environmental Sciences. 19(4): 205-224.

Introduction: In recent decades, global economic growth and industrialization have increased the demand for the consumption of energy. The increasing energy demand is met by burning fossil fuels, which emit air pollution and greenhouse gas emissions. After the industrial revolution, energy generation abnormally increased the amount of greenhouse gases emission, critically damaging the environment. In this regard, the purpose of this study is to investigate the determinants of carbon dioxide emissions (CO_2) as an indicator of environmental quality and air pollution.

Material and methods: This study has proposed a long-run relationship between CO_2, economic growth, energy consumption, trade openness, financial development, and urbanization for a global panel of 11 countries spanning the period 2000–2015 using Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS) and Dynamic Ordinary Least Square (DOLS). In the first step, the LLC and IPS unit root tests were performed to examine the non-stationarity properties of the dataset. Then, Pedroni and Kao co-integration tests were applied to identify if there is a correlation between variables in the long term. In addition, the F (Chow) test was used to detect the best model. The software package used for estimation and analysis of the models was Eviews 10.

Results and discussion: This paper first performed a panel unit root test proposed by Levin, Lin, and, Chu (LLC) and Im, Pesaran and, Shin (IPS) to examine the null hypothesis that all the series have a unit root. The results of IPS test indicated that the null hypothesis was rejected only for urbanization, implying that this variable was stationary. However, all tests confirmed that variables were stationary after the first-difference. It is hereby informed that variables were first-difference stationary. Our results suggest that there is a need to

* Corresponding Author: *Email Address*. alikeramatzadeh@gau.ac.ir

examine co-integration among variables. In addition, we conduct Pedroni and Kao co-integration tests, the results of which rejected the null hypothesis of no co-integration. The results of the F-test indicated that the panel model was the right choice. To help us choose between the fixed effects or random effects estimators, we conduct the Hausman test, where the null hypothesis was that the preferred model has random effects. Our results from the Hausman test did not reject the null hypothesis, suggesting that the random effects estimator was more appropriate for our data than the fixed effects estimator. The results from the FMOLS and DOLS estimations indicated that energy consumption from renewable sources, trade openness, financial development, and urbanization had a negative impact on CO_2 emissions, while the energy consumption from non-renewable sources had a positive impact.

Conclusion: The results of the research imply that policymakers should focus more on public awareness of renewable energy, mainly in solar and wind power to alleviate environmental pressure and CO_2 emission. The findings also suggest that the governments should set a price per ton on carbon i.e. a carbon tax. Furthermore, developed countries should transfer sophisticated technology to emerging and undeveloped countries to generate electricity and avoid unsafe climate change.

Keywords: Air pollution, Greenhouse gases, CO_2 emission, FMOLS, DOLS.