ارزیابی اثر ساختار جمعیتی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران

قاسم لیانی[۱]، نوید کارگر ده بیدی[۱*] و فاطمه فتحی[۲]

تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۲/۲۶

چکیده

ساختار جمعیتی در ایران همچون سایر مناطق دنیا، در حال تغییر است. این تغییرات با کاهش سهم کودکان و افزایش سهم افراد مسن از جمعیت کل همراه است به گونه‌ای که بر اساس پیش‌بینی‌های سازمان ملل از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۳۰ جمعیت افراد مسن در ایران دو برابر خواهد شد. از این رو، هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر ساختار جمعیتی بر انتشار آلودگی ناشی از گاز دی اکسید کربن در ایران می‌باشد. داده‌های مورد استفاده نظیر سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن، جمعیت زیر سن کار، جمعیت فعال، جمعیت مسن، شاخص تراکم جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی و سرانه مصرف انرژی از منابع گوناگونی در دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۴ گردآوری شد. با توجه به نتایج ایستایی متغیرها از روش هم‌جمعی در قالب رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که به ترتیب دو بازه جمعیتی (۶۴-۱۵) و (۱۴-۰) سال تاثیر بالایی بر سرانه انتشار گاز دی اکسید کربن دارند، درحالی که جمعیت سالخوردگی (۶۵ سال به بالا) اثرگذاری کم‌تری در انتشار گاز دی اکسید کربن دارد. هم‌چنین، نتایج نشان دادند که با تراکم بیش‌تر در واحد سطح و در نتیجه برخورداری از صرفه‌های ناشی از مقیاس می‌توان کارایی مصرف منابع مولد آلودگی را افزایش داد که در نهایت، به تاثیری قابل ملاحظه در کاهش سرانه گاز دی اکسید کربن منجر می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: Q18،Q54 ،N5

واژه‌های کلیدی: ساختار جمعیتی، انتشار گاز دی‌اکسید کربن، ARDL، ایران

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[۱]- دنشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

[۲]- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز.

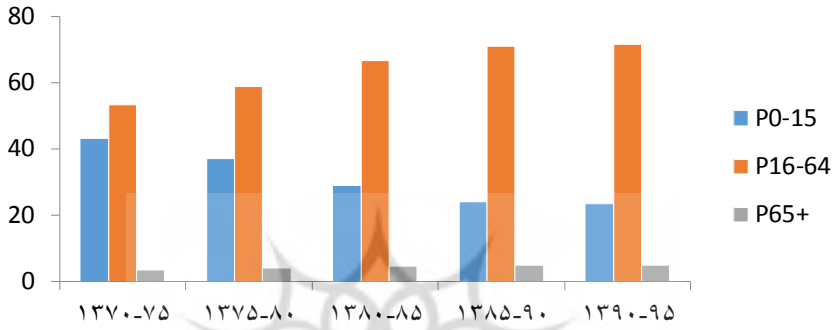
*- نویسنده مسئول مقاله: Kargar.navid@yahoo.com

پیش‌گفتار

هـر کشـوری بـرای رسـیدن بـه رشـد و توسعه، اهداف و برنامه‌های گوناگونی را مدنظر قرار می‌دهد، از آن‌جا که محیط زیست یکی از ارکان اصلی توسعه پایدار بشمار می‌آید، می‌بایست فرایند توسعه و رشد اقتصادی به گونه‌ای طراحـی شـود کـه ضـمن بیشینه‌سازی ارزش‌افـزوده فعالیت‌های اقتصادی، نظام طبیعت، پویایی تعادلی خود را از دست ندهد (Moradhasel and Mazini, 2008)، امـا اغلب کشورهای در حال توسعه برای رسیدن به این اهداف، با معضـل تخریب محیط زیست مواجه هسـتند چرا که بیشـتر فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها وابسـته بـه اسـتفاده از منابع طبیعی اسـت و کمتـر فعالیتی را می‌توان یافت که در نهایت منجر بـه ایجـاد ضـایعات زیست‌محیطی نشود. بنابراین، رشد اقتصـادی بـا در نظـر گرفتن ملاحظات زیست‌محیطی مدت‌های مدیدی است که در کانون توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. چنان‌چه در چارچوب برنامه‌های توسعه، فعالیت‌های اقتصـادی دولت و محیط زیست به‌صورت توأم لحاظ شوند؛ این دو عامل مکمل یکدیگر بوده و موجب تعادل و توازن اکولوژیکی می‌شوند. بنابراین، برای حرکت در مسیر توسعه نه تنها محیط زیست و توسعه اقتصادی دو قطب مخالف نخواهند بود؛ بلکـه هـر دو در کنار هم، عامل ارتقای متوازن جوامع بشمار می‌روند (Bastanifar & Sameti, 2004). از جمله عوامل تعیین کننده رشد و توسعه اقتصادی، در کنار دیگر عوامل تولید، منابع انرژی می‌باشد که اهمیت آن هم‌چنان رو به افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با دیگر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه‌ی اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است. به گونه‌ای که نه تنها توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است بلکه مصرف کارای انرژی به سطح بالاتری از رشد و توسعه‌ی اقتصادی نیاز دارد (Mohammad-Bagheri, 2010). از آن‌جا که بخش زیادی از افزایش تقاضای مصرف انرژی از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد، بنابراین، به نظر می‌رسد که رشد اقتصادی از این راه سبب آلودگی بیش‌تر محیط زیست می‌شود (Halicioglu, 2009).

قرن بیست و یکم با یک گذار جمعیتی آغاز شده و همچون دیگر مناطق دنیا، ساختار جمعیتی ایران در حال تغییر است. این تغییرات با کاهش سهم کودکان و افزایش سهم افراد مسن از جمعیت کل همراه است. پیش‌بینی‌های سازمان ملل حاکی از آن است که از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۳۰ جمعیت افراد مسن در ایران دو برابر خواهد شد. همچنین درصد افراد سالخورده به کل جمعت کشور از ۶ درصد در سال ۲۰۰۰ به بیش از ۸ درصد (۶/۵ میلیون نفر) در سال ۲۰۱۵ رسیده و تا سال ۲۰۳۰ به ۱۴ درصد (۱۲/۷ میلیون نفر) افزایش خواهد یافت. افزون بر این، پیش‌بینی می‌شود درصد افراد

مسن در سال ۲۰۵۰ به بیش از ۳۱ درصد (۲۸/۷ میلیون نفر) خواهد رسید (United Nations, 2015). اعمال سیاست‌های کلی کنترل جمعیت در ایران با تشکیل اداره کل جمعیت و تنظیم خانواده در سال ۱۳۷۰ آغاز شد و برنامه‌های گسترده‌ای در دو دهه برای ترویج کاهش جمعیت با محوریت شعار (فرزند کمتر، زندگی بهتر) صورت گرفت که از جمله می‌توان به عدم پرداخت حق عائله‌مندی به فرزندان چهارم به بعد هر خانوار اشاره کرد. توزیع سنی جمعیت ایران در بازه‌های ۵ ساله از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۹۵ در شکل ۱ نمایش داده شده است (Statistical Center of Iran, 2018).



شکل ۱- توزیع سنی جمعیت در ایران.

Fig 1- Population age distribution in Iran

مأخذ: Statistical Center of Iran (2018)

بر اساس شکل ۱، سهم جمعیت نوجوان یا زیر سن کار (۱۴-۰ سال) مطابق نوار آبی رنگ، به گونه پیوسته روندی نزولی داشته و از میانگین ۴۳/۲۰ درصد در سال‌های ۷۵-۱۳۷۰ به میانگین ۲۳/۵۰ درصد در سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ کاهش یافته است. این روند کاهش هشداری جدی در راستای کاهش زاد و ولد و پیر شدن جمعیت است.

وضعیت جمعیت (۶۴-۱۵ سال) نیز نشان می‌دهد که سالانه بر تعداد این افراد اضافه شده است. به بیانی دیگر، از میانگین ۵۳/۱۵ درصد در سال‌های ۷۵-۱۳۷۰ به میانگین ۷۱/۵۰ درصد در سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ افزایش داشته است. ایجاد نکردن فرصت‌های شغلی مناسبی برای این بازه جمعیت رو به افزایش، وقوع بحران‌های جدی در تمامی عرصه‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی را به همراه خواهد داشت. در نهایت، سهم جمعیت سالخوردگی کشور (۶۵ سال به بالا) در حال افزایش است و از میانگین ۳/۶۴ درصد در سال‌های ۷۵-۱۳۷۰ به میانگین ۴/۹۹ درصد در

سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ افزایش یافته است. این روند رو به افزایش در کنار کاهش نرخ زاد و ولد به پیر شدن سریع جمعیت در آینده منتهی می‌شود. در سال ۱۳۹۵ جمعیت ایران حدود ۸۰ میلیون نفر برآورد شده است که حدود ۲۳/۶۷ درصد آن در بازه سنی ۱۴-۰ سال، ۷۱/۱۱ درصد در بازه ۶۴-۱۵ سال و ۵/۲۱ درصد جمعیت کشور بالای ۶۵ سال هستند (Statistical Center of Iran, 2018).

با توجه به اهمیت انتشار گازهای گلخانه‌ای و عوامل مؤثر بر مقدار انتشار این گازها، مطالعات متعددی به بررسی تأثیر عوامل گوناگون اقتصادی و اجتماعی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن به عنوان مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای پرداخته‌اند. از جمله متغیرهای مورد بررسی تغییر ساختار جمعیتی است. در برخی از مطالعات، جمعیت فعال ۶۴-۱۵ مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که افزایش این بازه جمعیتی باعث افزایش مصرف انرژی و تولید بیش‌تر گازهای گلخانه‌ای می‌شود (Shi, 2003; York *et al*., 2002; Fan *et al*., 2006; Ying *et al*., 2006; Wei *et al*., 2008) مطالعات دیگر سهم جمعیتی (۱۴-۰) را مورد بررسی قرار دادند و نتایج نشان دادند که افزایش این بازه جمعیتی تاثیر قابل توجهی بر انتشار آلودگی دارد (Cole & Neumayer, 2004). برخی پژوهشگران سالخوردگی جمعیت (جمعیت بالای ۶۵ سال) را پدیده‌ای مناسب برای اکوسیستم‌ها و منابع طبیعی می‌دانند. این صاحب نظران بر این باورند که کاهش جمعیت و کاهش نرخ زاد و ولد و در نهایت، کاهش جمعیت نیروی جوان موجب کاهش فشار بر محیط زیست شده و منجر به کاهش آلودگی‌های زیست محیطی می‌شود (Dalton *et al*., 2008; Liddle, 2011; Hassan & Salim, 2015). نتایج دیگر مطالعات حاکی از آن است که افراد سالخورده (جمعیت بالای ۶۵ سال) نسبت به افراد جوان و کم سن و سال، منابع انرژی بیش‌تری مصرف کرده و آلودگی بیش‌تری تولید می‌کنند. استفاده از پس‌اندازها برای نیازهای مصرفی و بهداشتی، داشتن خودرو شخصی و استفاده از آن، از جمله توجیهات این مطالعات است (York et al., 2007; Okada, 2012). مطالعات دیگر از عدم تاثیر جمعیت بالای ۶۵ سال بر کاهش یا افزایش آلودگی‌های زیست‌محیطی دلالت دارند (Liddle & Lung, 2010; Liddle, 2014). هم‌چنین، مطالعات متعددی به بررسی اثر مصرف انرژی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای پرداخته‌اند. در این مطالعات تأثیر مصرف انرژی بر مقدار انتشار گازهای گلخانه‌ای مثبت بدست آمده است (Kasman & Duman, 2015; Al-Mulali & Ozturk, 2015; Ahmad *et al*., 2016; Magazzino, 2016).

با توجه به نتایج متفاوت اثر ساختار جمعیتی بر مقدار انتشار گازهای گلخانه‌ای در مطالعات گوناگون و هم‌چنین، عدم وجود مطالعه داخلی که به گونه هم‌زمان اثر سطوح گوناگون جمعیتی را بر تخریب زیست محیطی مورد بررسی قرار داده باشد، انجام مطالعه‌ای مستقل در این زمینه در

ایران ضروری به نظر می‌رسد. لذا در این مطالعه اثر سطوح گوناگون جمعیتی بر مقدار انتشار گاز دی‌اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی هوا در ایران مورد بررسی قرار گرفت تا با توجه به اهمیت موضوع توسعه پایدار و حفظ محیط زیست به سیاست‌گذار در زمینه ایجاد سیاست های تکمیلی در کنار سیاست‌های جمعیتی یاری رساند.

مواد و روش‌ها

ارتباط میان رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست از طریق برآورد منحنی زیست محیطی کوزنتس[1] (EKC) مورد بررسی قرار می‌گیرد. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس ارتباط رشد اقتصادی هر کشور را که به وسیله تولید ناخالص داخلی سرانه اندازه‌گیری می‌شود با شاخص‌های تخریب محیط زیست مانند انتشار گازهای گلخانه‌ای و بویژه انتشار گاز دی‌اکسید کربن بررسی می‌کند. اشکال این روش در این نکته است که اثرگذاری جمعیت بر تخریب محیط زیست را به صورت کشش واحد در نظر گرفته می شود. به بیان دیگر، کشش جمعیتی انتشار آلودگی را برای کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته یکسان در نظر می‌گیرد. چنان چه این کشش در کشورهای گوناگون یکسان نباشد، فرض مربوطه در چارچوب منحنی زیست محیطی کوزنتس نقض می‌شود (Poumanyvong & Kaneko, 2010). برای ارزیابی اثر سطوح گوناگون جمعیتی بر انتشار آلودگی از رابطه (۱) استفاده شده است (Yang et al., 2015):

$$CO_{2t} = \alpha_0 . P_{0.t}^{B_1} . P_{16.t}^{B_2} . P_{64.t}^{B_3} . DP_t^{B_4} . GDP_t^{B_5} . EC_t^{B_6} . T_t^{B_7} \qquad (۱)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از دو طرف رابطه بالا، رابطه (۲) حاصل شد:

$$LnCO_{2t} = \alpha_0 + B_1 LnP_{0.t} + B_2 LnP_{16.t} + B_3 LnP_{64.t} + B_4 LnDP_t + B_5 LnGDP_t + B_6 LnEC_t + B_7 LnT_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در رابطه بالا، Ln معرف لگاریتم طبیعی است. هم‌چنین، CO_2: مقدار سرانه انتشار گاز دی اکسید کربن بر حسب تن در سال است. این متغیر از تقسیم مقدار انتشار سالانه گاز دی‌اکسید کربن برکل جمعیت کشور در هر سال بدست می‌آید، P_0 : جمعیت زیر سن کار (با سن ۱۴-۰ سال)، P_{16}: جمعیت فعال (با سن ۶۴-۱۵ سال) و P_{64}: جمعیت مسن (با سن۶۵ سال به بالا) بر حسب درصد می‌باشند. هم‌چنین، DP: شاخص تراکم جمعیت (تعداد افراد در هر کیلومتر مربع) است، GDP: سرانه تولید ناخالص داخلی (درآمد سرانه و به عنوان شاخص رشد اقتصادی) است، که برحسب دلار و به قیمت های ثابت سال ۲۰۱۰ محاسبه می‌شود، EC : سرانه مصرف انرژی (معادل

[1]- Environment Kuznets Curve

کیلوگرم-نفت)، T: پیشرفت فناوری را بیان می‌نماید. برای بررسی تاثیر پیشرفت فناوری بر مقدار انتشار گاز دی‌اکسید کربن از روند زمانی به عنوان شاخصی از پیشرفت فناوری استفاده شد و در نهایت، عبارت ε: نیز جزء اخلال مدل را نشان می‌دهد. از آن‌جا که روند زمانی نیز در مدل به عنوان شاخص پیشرفت فناوری در نظر گرفته شده است، چنان‌چه ضریب این متغیر در برآورد مثبت باشد، بدین مفهوم است که با پیشرفت فناوری مقدار آلودگی هوا افزایش می‌یابد و فناوری‌های مورد استفاده در کشور دوست‌دار محیط زیست نیستند. در مقابل اگر ضریب متغیر پیشرفت فناوری منفی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که فناوری‌های مورد استفاده در راستای کاهش آلودگی‌های هواست.

در مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها مسئله رگرسیون کاذب[1] مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست (Gujarati, 2009). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد در داده‌های سری زمانی راستای تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. در این مطالعه بمنظور بررسی ایستایی متغیرها از روش آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته[2](ADF) استفاده شد.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی از جمله رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده نمود. یکی از مزایای رهیافت ARDL که موجب برتری آن نسبت به دیگر روش‌های هم‌جمعی شده است، عدم نیاز به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها در این روش می‌باشد. همچنین در این روش می‌توان الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل را به طور هم‌زمان برآورد کرد (Gujarati, 2009) و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع نمود. بنابراین تخمین‌های روش ARDL، نا اریب و کارا هستند، چرا که آن‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی و درون‌زایی می‌باشند (Siddiki, 2000).

مدل ARDL تعمیم یافته[3] را می‌توان به صورت زیر نشان داد (Pesaran, 1997; Pesaran & Pesaran &Shin, 1998).

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,qi)x_{it} + u_t, \quad i = 1,2,\ldots,k \qquad (۳)$$

[1] -Spurious Regression
[2]- Augmented Dickey Fuller
[3] -Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran and Shin (1998)).

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه می‌باشد که به صورت رابطه (۴) تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (۴)$$

بنابراین:

$$\alpha(L, p) = 1 - \alpha_1 L^1 - \ldots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \ldots + (\beta_{iqi} L_i^q)$$

(۵)

بر این اساس، مدل پویای ARDL مقدار انتشار آلودگی در ایران به صورت رابطه (۶) می‌باشد:

$$\ln CO_{2t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i LnCO_{2t-i} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i LnP_{0.t} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i LnP_{16.t} + \sum_{i=1}^{f} \mu_i LnP_{64.t} + \sum_{i=1}^{w} \lambda_i LnGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} \theta_i LnEC_{t-i} + \sum_{i=1}^{v} \Gamma_i LnPD_t$$

$$+ \sum_{i=1}^{z} \sigma_i LnT_{t-i} + \varepsilon_0 LnP_{0.t} + \gamma_0 LnP_{16.t} + \mu_0 LnP_{64.t} + \lambda_0 LnGDP_t + \theta_0 LnEC_t + \Gamma_0 LnPD_t + \sigma_0 LnT_t + u_{1t}$$

(۶)

که در آن m، n، k، f، w، r، v و z به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln CO_{2t}$، LnP_{0t}، LnP_{16t}، LnP_{64t}، $\ln GDP_t$، $\ln EC_t$، $LnPD_t$ و LnT می‌باشد.

لذا، رابطه بلندمدت را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$LnCO_{2t} = \alpha_0 + B_1 LnP_{0.t} + B_2 LnP_{16.t} + B_3 LnP_{64.t} + B_4 LnPD_t + B_5 LnGDP_t + B_6 LnEC_t + B_7 LnT_t + u_{2t}$$

(۷)

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند (Gujarati, 2009). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه (۸) نوشت:

$$\Delta LnCO_{2t} = \Delta\hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta LnCO_{2t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta LnP_{0.t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta LnP_{16.t-i} + \sum_{i=1}^{f} \hat{\mu}_i \Delta LnP_{64.t-i} + \sum_{i=1}^{v} \hat{\tau}_i \Delta LnPD_{t-i}$$

$$+ \sum_{i=1}^{w} \hat{\lambda}_i \Delta LnGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} \hat{\theta} \Delta LnEC_{i-i} + \sum_{i=1}^{z} \hat{\sigma}_i \Delta LnT_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t}$$

(۸)

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) بصورت زیر می‌باشد:

$$ECT_t = LnCO_{2t} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 LnP_{0.t} - \hat{\gamma}_1 LnP_{16.t} - \hat{\mu}_1 LnP_{64.t} - \hat{\tau}_1 LnPD_t - \hat{\lambda}_1 LnGDP_t - \hat{\theta}_1 LnEC_t - \hat{\sigma}_1 LnT_t$$

(۹)

در رابطه (۸)، Δ عملگر نخستین تفاضل بوده و $\widehat{\beta}_i$ ، $\widehat{\varepsilon}_i$ ، $\widehat{\gamma}_i$ ، $\widehat{\mu}_i$ ، $\widehat{\tau}$ ، $\widehat{\lambda}$ ، $\widehat{\theta}$ و $\widehat{\sigma}$ ضرایب برآورد شده از معادله (۶) می‌باشند. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله نخست وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیله تئوری بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. Pesaran et al. (2001) بمنظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها از رهیافت آزمون کرانه (باند تست[1]) استفاده کردند (Pesaran & *et al.*, 2001). روش آزمون کرانه بر اساس تخمین یک الگوی تصحیح خطای نامقید[2] (UECM) برای تحلیل هم‌جمعی بنا شده است؛ بنابراین، الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مستخرج از رابطه (۴)، به صورت معادله (۱۰) می‌باشد.

$$\Delta LnCO_{2t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P-1}\beta_i \Delta LnCO_{2t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\varepsilon_i \Delta LnP_{0,t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\gamma_i \Delta LnP_{16,t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\mu_i \Delta LnP_{64,t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\tau_i \Delta LnPD_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\lambda_i \Delta LnGDP_{t-i}$$
$$+\sum_{i=1}^{P-1}\theta_i \Delta LnEC_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\sigma_i \Delta LnT_{t-i} + \delta_1 LnCO_{2t-1} + \delta_2 LnP_{0,t-1} + \delta_3 LnP_{16,t-1} + \delta_4 LnP_{64,t-1} + \delta_5 LnPD_{t-1} + \delta_6 LnGDP_{t-1}$$
$$+\delta_7 LnEC_{t-1} + \delta_8 LnT_{t-1} + u_{3t}$$

(۱۰)

که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه نخست و P نیز تعداد وقفه بهینه است. بر اساس مطالعه Pesaran *et al.*, (2001) برای انجام آزمون کرانه، باید از آزمون ضرایب Wald (آماره F) برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده شود. در این حالت آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی نبود هم‌جمعی، از راه صفر قرار دادن تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود.

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0$$

بنابراین آماره F برای فرضیه صفر به این صورت است که آیا تمام ضرایب بلندمدت به صورت مشترک برابر صفر هستند یا خیر. در واقع، در این مرحله، بر اساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مقادیر بحرانی که در جدول Pesaran *et al.* (2001) ارائه شده است، مقایسه می‌شود. اگر آماره F محاسباتی، بیش‌تر از کرانه بالایی مقادیر بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌جمعی، نمی‌تواند رد شود. در نهایت، اگر آماره F

[1]- Bounds Test
[2]- Unrestricted Error Correction Model

محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها نمی‌باشد (Shrestha & Chowdhury, 2005).

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش شامل انتشار دی‌اکسید کربن، جمعیت زیر سن کار، جمعیت فعال، جمعیت مسن، تراکم جمعیت، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی به صورت سری زمانی هستند و برای ایران در سال‌های ۱۳۹۴ – ۱۳۵۰ شمسی از پایگاه داده‌های بانک جهانی [۱] (WDI) و آمار جهانی انرژی (IES)[۲] جمع‌آوری شدند. به منظور برآورد مدل در این پژوهش از نرم‌افزارهای اکسل (Excel)، ایویوز (Eviews) استفاده شد.

نتایج و بحث

بمنظور بررسی اثر ساختار جمعیتی بر انتشار آلودگی در ایران، ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۱ آورده شده است. نتایج ایستایی بر اساس آزمون ADF در جدول ۱ نشان می‌دهند که تفاضل مرتبه نخست متغیرهای سرانه انتشار دی‌اکسید کربن، سرانه تولید ناخالص داخلی ایستا بوده و بقیه متغیرها در سطح ایستا می‌باشند.

بر اساس نتایج آزمون ایستایی، با توجه به وجود توأم متغیرهای ایستا در سطح و متغیرهایی که پس از انجام یک‌بار تفاضل گیری ایستا می‌شوند، از تحلیل هم‌جمعی موسوم به روش خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1]- World Development Indicators (WDI)
[2]- International Energy Statistics (IES)

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها.

Table 1- Results of Stationary Test

وضعیت عرض از مبداء و روند With Trend and Intercept	وضعیت ایستایی Stationary	آماره ADF ADF	متغیر Variable
با عرض از مبدأ و روند With Trend and Intercept	I(1)	-5.436***	سرانه انتشار دی‌اکسید کربن Percapita Co_2 emissions
با عرض از مبدأ و روند With Trend and Intercept	I(0)	-4.851***	جمعیت(۱۴-۰) سال ۰<Old<14
با عرض از مبدأ و روند With Trend and Intercept	I(0)	-5.694***	جمعیت(۶۴-۱۵) سال 15<old<64
با عرض از مبدأ و روند With Trend and Intercept	I(0)	-4.222***	جمعیت بالای ۶۵ سال 65<old
با عرض از مبدأ With Intercept	I(0)	-3.178**	تراکم جمعیت Population Density
با عرض از مبدأ و روند With Trend and Intercept	I(1)	-4.386***	تولید ناخالص داخلی سرانه Percapita GDP
با عرض از مبدأ و روند With Trend and Intercept	I(0)	-3.307***	مصرف سرانه انرژی Percapita Energy Consumption

مأخذ: یافته‌های پژوهش (*، **و ***به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.)

همان‌گونه که در بخش روش پژوهش بیان شد، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه استفاده می‌شود که نتایج این آزمون در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به این‌که آماره F محاسباتی حدود ۸/۰۲ بدست آمده است و این مقدار بزرگ‌تر از مقدار کرانه بالا (۴/۹) در سطوح معنی‌داری ۹۹ درصد است، لذا فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرها تأیید می‌شود.

جدول ۲- بررسی وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه).

Table 2- Results of Bound Test

model	F
$F(LnP_0, LnP_{16}, LnP_{64}, LnPD, LnGDP, LnEC)=LnCO_2$	-8.020^{***}

مأخذ: یافته‌های پژوهش (*، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.)

در ادامه یافته‌های بدست آمده از برآورد بلندمدت اثر ساختار جمعیتی بر آلودگی زیست محیطی در ایران در جدول ۳ ارائه شده است. مقادیر ضرایب بدست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه انتشار CO_2 نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر نمود. تصریح استفاده شده قادر است بیش از ۹۸ درصد از تغییرات سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح کند.

جدول ۳- نتایج بدست آمده از برآورد بلندمدت اثر ساختار جمعیتی بر انتشار آلودگی در ایران.

Table 3- Results of Long-Run Model (ARDL)

متغیر variable	ضرایب coeficient	خطای معیار SD	آماره T T	احتمال Prob
جمعیت(۱۴-۰) سال ۰<Old<14	1.172^{**}	0.266	4.027	0.000
جمعیت(۶۴-۱۵) سال 15<old<64	1.482^{*}	0.794	1.866	0.073
جمعیت بالای ۶۵ سال 65<old	0.856^{*}	0.474	1.803	0.082
تراکم جمعیت Population Density	-1.459^{**}	0.524	-2.783	0.009
تولید ناخالص داخلی سرانه Percapita GDP	0.340^{*}	0.197	1.727	0.096
مصرف سرانه انرژی Percapita Energy Consumption	0.507^{**}	0.182	2.773	0.010
پیشرفت فناوری Technology	0.028^{***}	0.006	4.345	0.00

عرض از مبدأ Intercept	-11.565***	4.075	-2.837	0.008

R- squared = 0.991	Sum squared resid = 0.040
Adjusted R- squared= 0.985	Mean dependent var = 1.586
Durbin -Watson stat = 2.587	SE. of regression = 0.039
F-stat = 183.49 (0.00)	SD. dependent var = 0.329

مأخذ: یافته‌های پژوهش (*، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.)

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که جمعیت فعال (۶۴-۱۵) سال در مقایسه با دو بازه جمعیتی دیگر، بالاترین تاثیر گذاری را بر انتشار CO_2 دارد. به گونه که انتظار می‌رود با یک درصد افزایش در این بازه جمعیتی، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت حدود ۱/۴۸ درصد افزایش یابد. مطابق نتایج با یک درصد افزایش در جمعیت زیر سن کار (۱۴-۰ سال) انتظار می‌رود که سرانه انتشار گاز CO_2 در بلندمدت حدود ۱/۰۷ درصد افزایش یابد.

نتایج حاکی از آن است که افزایش سالخوردگی جمعیت (جمعیت بالای ۶۵ سال) با تاثیرگذاری کم‌تری نسبت به دو بازه جمعیتی قبل باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شوند، به گونه‌ای که با یک درصد افزایش در جمعیت سالخورده، انتظار می‌رود سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت حدود ۰/۸۵ درصد افزایش یابد. بنابراین، افزایش جمعیت در این بازه سنی و در نتیجه کاهش نرخ زاد و ولد فشار به نسبت کم‌تری بر محیط زیست وارد می‌کنند. چرا که جمعیت در این بازه سنی از فعالیت اقتصادی برخوردار نیست و در رشد و توسعه اقتصادی نقشی ندارند؛ بنابراین، افزایش این بازه جمعیتی اثر کم‌تری بر افزایش انتشار CO_2 دارد و نتایج مطابق انتظار است.

بر اساس نتایج جدول ۳ انتظار می‌رود با یک درصد افزایش در تراکم جمعیت، سرانه انتشار دی اکسید کربن در بلندمدت حدود ۱/۴۵ درصد کاهش پیدا کند. شاخص تراکم جمعیت یکی از شاخص‌های مهم سنجش کیفیت زندگی است که تعداد افراد در هر کیلومتر مربع را نشان می‌دهد. شاخص یاد شده در ایران بیش از مقدار استاندارد جهانی است (Anamradnejad, 2015). بنابراین، بر اساس انتظار با تراکم بیش‌تر در واحد سطح و در نتیجه برخورداری از صرفه‌های ناشی از مقیاس می‌توان کارایی مصرف منابع مولد آلودگی را افزایش داد که در نهایت، به تاثیری قابل ملاحظه در کاهش سرانه گاز CO_2 منجر می‌شود.

نتایج نشان می‌دهند که سرانه تولید ناخالص داخلی تأثیری مثبت بر سرانه انتشار آلودگی دارد، به گونه‌ای که با ۱ درصد افزایش در سرانه تولید ناخالص داخلی، سرانه انتشار CO_2 در بلندمدت حدود ۰/۳۴ درصد افزایش می‌یابد. در ایران رشد و توسعه اقتصادی کشور عمدتا بر صنایع تولیدی مستهلک و با آلایندگی بالا متکی است و این امر در تمامی بخش‌های اقتصادی نظیر صنعت، معدن

و کشاورزی مشهود است. بنابراین، روند افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه و به بیان دیگر، روند رشد و توسعه اقتصادی کشور با مخاطرات زیست محیطی ناشی از انتشار بیش‌تر دی‌اکسید کربن همراه است.

استفاده از متغیر مصرف انرژی در این مطالعه به این دلیل است که شاخصی مناسب برای سطح به کارگیری از سوخت‌های فسیلی است. بر اساس نتایج جدول ۳ انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱ درصد، سرانه انتشار CO_2 در بلندمدت حدود ۰/۵۰ درصد افزایش یابد. همچنین ضریب پیشرفت فناوری با اثرگذاری پایینی به افزایش انتشار CO_2 منجر می‌شود؛ بنابراین، پیشرفت فناوریکی در ایران سازگاری مناسبی با بهبود کیفیت محیط زیست (کاهش انتشار دی-اکسید کربن) دارد.

نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول ۴ ارائه شده است. لازم به توضیح است که تمامی پارامترهای مدل تصحیح خطا در جدول ۴ به شکل تفاضل مرتبه نخست می‌باشند. ضریب جمله تصحیح خطا مطابق نتایج جدول ۴ نشان دهنده‌ی وجود رابطه بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت کمی کم‌تر از یک دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه‌ی کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت.

جدول ۴- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای اثر ساختار جمعیتی بر انتشار آلودگی در ایران
Table 4- Results of Error Correction Model (ARDL)

متغیر Variable	ضرایب Coef	خطای معیار Std. Error	t	احتمال prob
تفاضل مرتبه نخست سرانه انتشار دی‌اکسید کربن با یک وقفه First difference of co2 emission	0.627***	0.147	4.252	0.00
تفاضل مرتبه نخست جمعیت (۱۴-۰) سال First defference of 0<old<14	1.491***	0.422	3.525	0.001
تفاضل مرتبه نخست جمعیت (۶۴-۱۵) سال First defference of 15<old<64	2.061*	1.178	1.749	0.092
تفاضل مرتبه نخست جمعیت بالای ۶۵ سال First defference of 65<old	1.191*	0.654	1.819	0.080
تفاضل مرتبه نخست تراکم جمعیت First difference of population density	-31.445***	8.978	-3.502	0.001

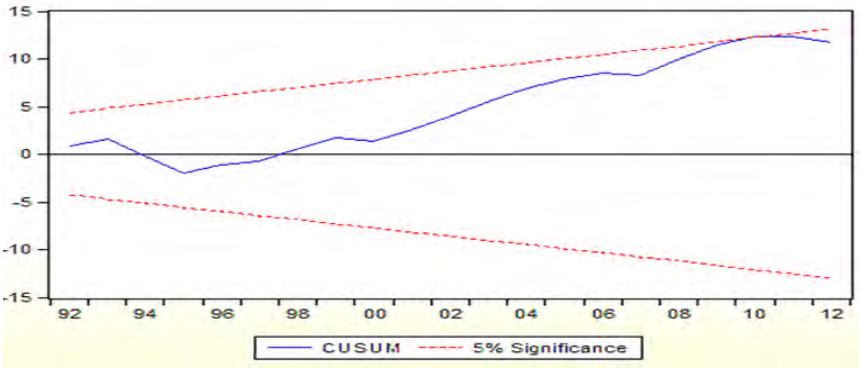
0.001	3.635	7.911	28.764***	تفاضل مرتبه نخست تراکم جمعیت با یک وقفه First difference of population density (t-1)
0.071	1.877	0.173	0.325*	تفاضل مرتبه نخست سرانه تولید ناخالص داخلی First difference of percapita GDP
0.016	-2.573	0.189	-0.487**	تفاضل مرتبه نخست سرانه تولید ناخالص داخلی با یک وقفه First difference of percapita GDP (t-1)
0.344	0.962	0.154	0.149	تفاضل مرتبه نخست مصرف سرانه انرژی First difference of Energy consumption
0.029	-2.305	0.158	-0.364**	تفاضل مرتبه نخست مصرف سرانه انرژی با یک وقفه First difference of Energy consumption (t-1)
0.00	3.815	0.010	0.039***	تفاضل مرتبه نخست پیشرفت فناوری First difference of Technology
0.00	-7.210	0.192	-1.390***	جمله تصحیح خطا ECT(-1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش (*، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.)

برای بررسی پایداری ضرایب مدل از آزمون‌های مجموع تجمعی پسماند بازگشتی[1](CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات جملات پسماند برگشتی[2](CUSUMQ) استفاده شد. نتایج این دو آزمون در سطح ۵ درصد در شکل ۲ و ۳ نشان داده شده است. چون جمع تجمعی جملات پسماند و جمع تجمعی مربعات جملات پسماند در دو نمودار از دو خط بحرانی خارج نشده است، ثبات ساختاری در معادله وجود دارد. در نتیجه مدل برآوردی پایدار بوده و نتایج در سطح ۵ ٪ حاکی از پایداری ضرایب برآورد شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

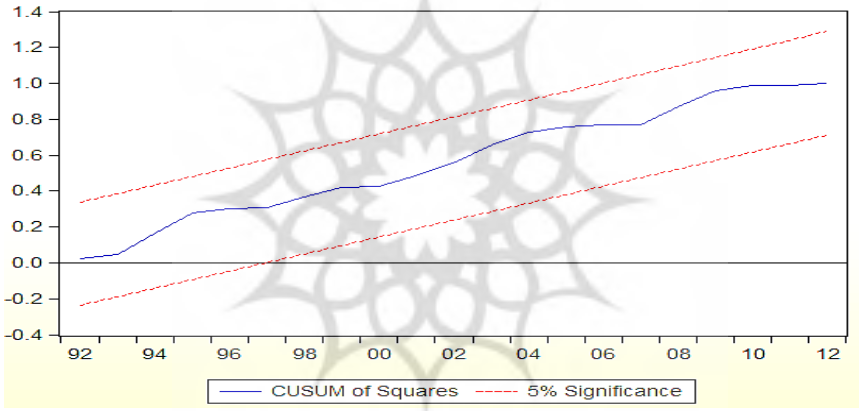
[1]- Cumulative Sum of Recursive Residual
[2]- Cumulative Sum Squares of Recursive Residual



شکل۲- مجموع تجمعی جملات پسماند بازگشتی مدل اثر ساختار جمعیتی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران.

Fig 2- Cumulative sum of recursive residual of population structure model on carbon dioxide emissions in Iran

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل۳- مجموع تجمعی مربعات جملات پسماند برگشتی مدل اثر ساختار جمعیتی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران.

Fig 3- Cumulative sum of Squares of Recursive Residual of population structure model on carbon dioxide emissions in Iran

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثر ساختار جمعیتی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران مورد ارزیابی قرار گرفت. با توجه به نتایج آزمون ایستایی متغیرها از روش هم‌جمعی در قالب رهیافت خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است.

نتایج پژوهش نشان می‌دهند که دو بازه جمعیتی (۱۴-۰) و (۶۴-۱۵) سال تاثیر بالایی بر سرانه انتشار گاز CO_2 دارند. بنابراین افزایش جمعیت در این دو بازه سنی با مخاطرات زیست محیطی و انتشار بیش‌تر گاز CO_2 همراه است؛ بنابراین، برای جمعیت زیر سن کار پیشنهاد می‌شود که بسترهای مناسب طبیعت گردی فراهم شود تا با حضور هر چه بیش‌تر کودکان در طبیعت و نیز بهره‌مندی از آموزش‌های فرهنگی مناسب به اهمیت حفظ محیط زیست و راههای بهبود کیفیت آن علاقه‌مند شوند. هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود که برای نیروی انسانی مولد (جمعیت ۶۴-۱۵ سال) تلاش در راستای افزایش اشتغال و رونق کسب و کارهای اقتصادی از فناوری‌هایی در بخش‌های گوناگون اقتصادی استفاده شود که تا حد امکان دوست دار طبیعت هستند و کم‌ترین آلودگی را منتشر می‌سازند. نتایج این بخش از پژوهش با مطالعات Cole and Neumayer (2004)، Fan *et al.* (2006) سازگاری دارد. در این مطالعات تاثیر بازه‌های جمعیتی (۱۴-۰) و (۶۴-۱۵) بر انتشار گاز CO_2 مثبت گزارش شد.

جمعیت سالخوردگی (۶۵ سال به بالا) اثرگذاری کم‌تری در مقایسه با دو بازه جمعیتی قبلی در انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد. اثرگذاری مثبت این بازه سنی و مقدار آن با مطالعه York *et al.* (2007) هم‌خوانی دارد، ولی در تضاد با نتایج مطالعاتی نظیر Dalton *et al.* (2008)، Liddle (2011) و Hassan and Salim (2015) است که تاثیر متغیر سالخوردگی جمعیت بر انتشار آلودگی منفی گزارش شده است.

تراکم جمعیت با وجود این‌که می‌تواند به مثابه فشار بیش‌تر بر محیط زیست و افزایش انتشار آلودگی تلقی شود، در این مطالعه تاثیری قابل ملاحظه در کاهش سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن داشت. بنابراین، می‌توان گفت که در ایران با تراکم بیش‌تر در واحد سطح و در نتیجه برخورداری از صرفه‌های ناشی از مقیاس می‌توان در مصرف منابع مولد آلودگی کارایی بیش‌تری نشان داد. اثرگذاری این شاخص با مطالعه Meng and Han (2018) و Wang *et al.* (2015) سازگار است.

هم‌چنین، در این مطالعه سرانه تولید ناخالص داخلی به عنوان معیاری از رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار و دارای ضریبی مثبت در توضیح انتشار گاز CO_2 است. به بیان دیگر، رشد اقتصادی کشور منجر به افزایش انتشار CO_2 می‌شود. این نتیجه‌گیری با مطالعات

Okada (2012)، Mikayilov *et al*. (2018) سازگار است؛ لذا، پیشنهاد می‌شود دولت برنامه‌های خود را با در نظر گرفتن مسائل زیست محیطی و بویژه آلودگی هوا طراحی کند.

ضریب مصرف انرژی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و معنی‌دار است و با افزایش این شاخص، انتشار گاز CO2 نیز افزایش می‌یابد. این نتایج با مطالعات Kasman and Duman (2015) و Ahmad *et al*. (2016) سازگار است. بنابراین در ایران به دلیل وجود منابع سرشار زیرزمینی که باعث تامین سهم زیادی از مصارف انرژی کشور از منابع فسیلی می‌شود، می‌توان پیشنهاد کرد با اتخاذ سیاست‌هایی نظیر وضع عوارض و مالیات‌های زیست محیطی بر استفاده بی‌رویه از سوخت‌های فسیلی و سرمایه‌گذاری هر چه بیش‌تر در راستای جایگزینی انرژی‌های پاک، به کاهش انتشار آلودگی کمک شایانی کنند.

با توجه به این که تعداد زاد و ولد در ایران روندی کاهشی دارد و از سوی دیگر، جمعیت افراد مسن نیز رو به افزایش است و این گروه غیر مولد بشمار می‌روند، لذا پیشنهاد می‌شود بمنظور بهبود رشد و توسعه اقتصادی، سیاست جوان‌سازی کشور با اقداماتی نظیر آموزش‌های فرهنگی در جهت کاهش انتشار آلودگی و استفاده از فناوری‌های دوست‌دار طبیعت همراه باشد. اتخاذ چنین رویکردی نه تنها به گونه نسبی باعث ارتقاء کیفیت محیط‌زیست می‌شود بلکه در ادامه باعث بهبود وضعیت سلامت جامعه و کاهش آسیب‌های زیست محیطی می‌شود که خود منجر به صرفه‌جوی در بخش قابل توجهی از هزینه‌های بهداشت و درمان خواهد شد. در نهایت، با داشتن سرمایه انسانی سالم و با بهره‌وری بالاتر، به اهداف رشد و توسعه اقتصادی شتاب بیش‌تری بخشید.

Refrences

- Ahmad, A. Zhao, Y. Shahbaz, M. Bano, S. Zhang, Z. Wang, S. & Liu, Y. (2016). Carbon emissions, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. *Energy Policy*, 96, 131-143.
- Al-Mulali, U. & Ozturk, I. (2015). The effect of energy consumption, urbanization, trade openness, industrial output, and the political stability on the environmental degradation in the MENA (Middle East and North African) region. *Energy*, 84, 382-389.
- Anamradnejad, R. (2015). Evaluation of quantitative and qualitative characteristics of housing in Iran during the years 1390-1345. *Urban Research and Planing*, 6(20): 35-50.
- Bastanifar, I. & Sameti, M. (2004). An inquiry of green tax effect on decreasing of air pollution of Isfahan products in Isfahan Province. GIAN and International Symposium and Workshop Isfahan University, 14-18,.271-282.

- Cole, M. A. & Neumayer, E. (2004). Examining the impact of demographic factors on air pollution. *Population & environment*, *26*(1), 5-21.
- Dalton, M. B. O'Neill, A. Prskawetz, Jiang, L. & Pitkin, J. (2008). Population aging and future carbon emissions in the United States, *Energy Economics*, 30, 642–675.
- Fan, Y. Liu, L. C. Wu, G. & Wei, Y. M. (2006). Analyzing impact factors of CO_2 emissions using the STIRPAT model. *Environmental Impact Assessment Review*, *26*(4), 377-395.
- Gujarati, D. N. (2009). Basic econometrics. Tata McGraw-Hill Education.
- Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
- Hassan, K., & Salim, R. (2015). Population ageing, income growth and CO_2 emission: Empirical evidence from high income OECD countries. *Journal of Economic Studies*, *42*(1), 54-67.
- Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). CO_2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. *Economic Modelling*, 44, 97-103.
- Liddle, B. (2004). Demographic dynamics and per capita environmental impact: Using panel regressions and household decompositions to examine population and transport. *Population and Environment*, 26(1), 23–39.
- Liddle, B. (2011). Consumption-driven environmental impact and age-structure change in OECD countries: A cointegration-STIRPAT analysis. *Demographic Research*, 24(30), 749–770.
- Liddle, B. (2014). Impact of Population, age structure and urbanization on carbon emissions/energy consumption: evidence from macro- level, cross-country analyses; *Population and Environment*, 35, 286- 304.
- Liddle, B. & Lung, S. (2010). Age structure, urbanization, and climate change in developed countries: Revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption–related environmental impacts. *Population and Environment*, 31, 317–343.
- Magazzino, C. (2016). CO_2 emissions, economic growth, and energy use in the Middle East countries: A panel VAR approach. Energy Sources, Part B: *Economics, Planning, and Policy*, 11(10), 960-968.
- Meng, X. & Han, J. (2018). Roads, economy, population density, and CO_2: A city-scaled causality analysis. *Resources, Conservation and Recycling*, *128*, 508-515.
- Mikayilov, J. I. Galeotti, M. & Hasanov, F. J. (2018). *The Impact of Economic Growth on CO2 Emissions in Azerbaijan* (No. 102). IEFE, Center for Research on Energy and Environmental Economics and Policy, Universita'Bocconi, Milano, Italy.

- Mohammad Bagheri, A. (2010). Investigating the short-term and long-term relationships between GDP, energy consumption and carbon dioxide emisshions in Iran. Energy Economics Studies, 7(27):101-129.
- Moradhasel, N. & Mazini, A. (2008). Assessing the role of government in Iran's environmental changes (environmental economics approach). Environmental Science and Technology, 4: 11-24.
- Okada, A. (2012). Is an increased elderly population related to decrease CO_2 emissions from road transportation? *Energy Policy*, 45, 286–292.
- Pesaran, H.M. & pesaran, B. (1997). Working with Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, *Oxford University Press*, Oxford.
- Pesaran, H.M. & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, In (Ed) S. Storm. The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, Chapter II. *Cambridge University Press*, Cambridge.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Poumanyvong, P. & Kaneko, S. (2010). Does urbanization lead to less energy use and lower CO_2 emissions? A cross-country analysis. *Ecological Economics*, 70(2), 434-444.
- Shahbaz, M. Loganathan, N. Muzaffar, A. T. Ahmed, K. & Jabran, M. A. (2016). How urbanization affects CO_2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *57*, 83-93.
- Shi, A. (2003). The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975–1996: evidence from pooled cross-country data. *Ecological Economics*, *44*(1), 29-42.
- Shrestha, M. B. & Chowdhury, K. (2005). ARDL modelling approach to testing the financial liberalization hypothesis. *Research Online*: University of Wollongong.
- Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis. *Applied Economics*, 32(15), 1977-1984.
- Statistical Center of Iran. (2018). http://amar.sci.org.ir
- United Nations. (2015). Department of Economic and Social Affairs, Population Division. World Population Ageing 2015 (ST/ESA/SER.A/390).
- Wang, S. X., Fu, Y. B., & Zhang, Z. G. (2015). Population growth and the environmental Kuznets curve. *China Economic Review*, *36*, 146-165.
- Wei, Y.M. Liu, L.C. & Fan, Y. (2008). China Energy Report (2008): CO_2 Emissions Research. *Science Press*, Beijing.
- Yang, Y. Zhao, T. Wang, Y. & Shi, Z. (2015). Research on impacts of population-related factors on carbon emissions in Beijing from 1984 to 2012. *Environmental Impact Assessment Review, 55*, 45-53.

- Ying, F. Liu, L.C. Wu, G. Wei, Y.M. (2006). Analyzing impact factors of CO_2 emissions using the STIRPAT model. *Environ Impact Assess Rev* 26, 377–395.
- York, R. (2007). Demographic trends and energy consumption in European Union Nations (1960–2025), *Social Science Research*, 36, 855–872.
- York, R. Rosa, E. A. & Dietz, T. (2002). Bridging environmental science with environmental policy: Plasticity of population, affluence, and technology. *Social Science Quarterly, 83*(1), 18-34.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی