



"Research Paper"



## Studying the Effect of Democracy Depth on Economic Growth- Environment Nexus (Iran and South Korea Comparison)

Hamid Saeidi Javadi<sup>1</sup> and Seyed Mohammad Fahimifard<sup>2</sup>

1- Assistance Professor of Political Sciences, Department of Political Sciences, Faculty of Law, Political, Language, Islamic Azad University Mashhad Branch, Mashhad, Iran,  
(Corresponding author: hsaedijavadi@gmail.com)

2- Assistance Professor of Agricultural Economics, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI), Tehran, Iran

Received: 12, December 2023

Accepted: 17, January 2024

### Extended Abstract

**Introduction and Objective:** Considering the different views regarding the effect of the depth of democracy on the environment, in the present research, a comparative study was conducted between Iran and South Korea regarding to the effect of the depth of democracy on the relationship between economic growth and greenhouse gas emissions.

**Material and Methods:** In order to achieve the objectives of the research, the required data collected from the World Bank during the period of 1981-2021 and the autoregressive distributed lag (ARDL) model used to analyze the data.

**Results:** The results showed that the depth of democracy, the growth rate of gross domestic product and labor force in South Korea is more than Iran, and the amount of greenhouse gas emissions and fixed capital formation in Iran is more than South Korea. In addition, in the long term, the depth of democracy has an inverse effect and gross domestic product, the ratio of capital formation to gross domestic product and labor has direct effect on the emission of greenhouse gases in both countries. Also, the depth of democracy in the long term reduces the direct effect of gross domestic production on the amount of greenhouse gas emissions of both countries.

**Conclusion:** Increasing the depth of democracy reduces the amount of greenhouse gas emissions and reduces the direct effects of economic growth on greenhouse gas emissions. Therefore, it is suggested to the officials of the country especially the Ministry of Interior to provide the basis for the formation and growth of non-governmental organizations, especially in the field of environment.

**Keywords:** Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) model, Democracy depth, Economic growth, Environment



## بررسی تأثیر عمق دموکراسی بر رابطه رشد اقتصادی و محیط زیست (مقایسه ایران و کره جنوبی)

حمید سعیدی جوادی<sup>۱</sup> و سید محمد فهیمی فرد<sup>۲</sup>

۱- استادیار علوم سیاسی، گروه علوم سیاسی، دانشکده حقوق، علوم سیاسی و زبان‌های خارجی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مشهد، مشهد، ایران،

(نویسنده مسوول: hsaeedijavadi@gmail.com)

۲- استادیار اقتصاد کشاورزی، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۹/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۷

صفحه: ۱ تا ۱۲

### چکیده مبسوط

**مقدمه و هدف:** با توجه به دیدگاه‌های متفاوت در خصوص تأثیر عمق دموکراسی بر محیط‌زیست، در پژوهش حاضر یک مطالعه تطبیقی بین ایران و کره جنوبی در خصوص چگونگی اثرگذاری عمق دموکراسی بر رابطه میان رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای انجام شد.

**مواد و روش‌ها:** جهت دستیابی به اهداف تحقیق، داده‌های مورد نیاز طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۸۱ از بانک جهانی گردآوری شده و جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شد.

**یافته‌ها:** نتایج پژوهش نشان داد که عمق دموکراسی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نیروی کار در کشور کره جنوبی بیش از ایران و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و تشکیل سرمایه ثابت در ایران بیش از کره جنوبی می‌باشد. علاوه بر این، در بلندمدت عمق دموکراسی تأثیر معکوس و تولید ناخالص داخلی، نسبت تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی و نیروی کار تأثیر مستقیمی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در هر دو کشور دارند. همچنین، عمق دموکراسی در بلندمدت از اثر مستقیم تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای هر دو کشور می‌کاهد.

**نتیجه‌گیری:** افزایش عمق دموکراسی موجب کاهش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای شده و از آثار مستقیم رشد اقتصادی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌کاهد. از این رو، به مسئولین کشور به‌ویژه وزارت کشور پیشنهاد می‌شود، زمینه شکل‌گیری و رشد سازمان‌های مردم‌نهاد بویژه در حوزه محیط‌زیست را فراهم آورند.

**واژه‌های کلیدی:** رشد اقتصادی، عمق دموکراسی، محیط‌زیست، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

### مقدمه

سالار (دموکراتیک) احتمال کمتری دارد که از حقوق محیط‌زیست سوء استفاده کرده و یا انتقادات محیط‌زیستی را نادیده بگیرند (Bernard & Winer, 2009)؛ در نتیجه اطلاعات را به صورت آزادانه و شفاف به مردم ارائه داده و کمک‌های بیشتری به بحث‌های سیاسی می‌کنند (Zhike, 2017). بر این اساس، عمق دموکراسی نه تنها بر کیفیت محیط‌زیست موثر است، بلکه بر رشد اقتصادی نیز اثرگذار می‌باشد (Clulow, 2019). از طرف دیگر، برخی دیگر از محققان بر این باورند که در برخی از کشورهای در حال توسعه، از آنجا که حکومت‌های دموکراتیک به دلیل تثبیت محبوبیت، موفقیت و افزایش سهم رأی در انتخابات بعدی، تمایل به کوتاه اندیشی دارند، بین دموکراسی و بهبود کیفیت محیط‌زیست، ارتباطی معکوس وجود دارد (Muttakin et al., 2022).

### رابطه رشد اقتصادی و محیط‌زیست

رشد اقتصادی یکی از عوامل مهم در خصوص منبع و منشأ اثرات محیط‌زیستی می‌باشد. زیرا افزایش رشد اقتصادی هم باعث استفاده بیشتر از منابع طبیعی و محیط‌زیستی می‌شود و هم سبب افزایش خروجی‌های نامطلوب و آلاینده‌ها می‌گردد که در تخریب محیط‌زیست مؤثر هستند. در این زمینه، مطالعات زیادی صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به منحنی‌های محیط‌زیستی کوزنتس<sup>۵</sup> اشاره کرد. مفهوم منحنی محیط‌زیستی کوزنتس، اولین بار در دهه ۱۹۹۰ و هم زمان با مطالعه اثرات بالقوه انعقاد موافقت‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی بر محیط‌زیست توسط گروسمن و کروگر (Grossman & Krueger, 1991) پدیدار شد (kazerooni et al., 2020). در این گزارش بیان شده که در صورتی که

طی ۲۰۰ سال گذشته و به‌ویژه در ۵۰ سال اخیر، آلودگی هوا به شدت افزایش یافته است که بر این اساس بررسی دقیق‌تر موضوع آلودگی و به‌خصوص انتشار دی‌اکسید کربن در سطح کره زمین به عنوان تهدید جدیدی برای بشر، امری ضروری به نظر می‌رسد (Zongrun et al., 2023). در این راستا، موج معاصر محیط‌زیستی که از اواخر دهه ۱۹۸۰ شکل گرفته، با تأکید بر حقوق سیاسی و مدنی، دولت‌ها را ملزم به توجه بر ترجیحات محیط‌زیستی مردم کرده است (Joshi & Beck, 2018). از طرف دیگر، یکی از مقولاتی که در رابطه با مشکلات محیط‌زیستی کمتر مورد توجه قرار گرفته است، مسائل سیاسی و بویژه سطح دموکراسی کشورها بوده است. دموکراسی برگرفته از واژه یونانی دموس<sup>۱</sup> به معنای مردم و کراتیا<sup>۲</sup> یا کراتو<sup>۳</sup> به معنای قدرت است (Agheli et al., 2014). دموس در کاربرد یونانی به معنای جمع روستاییان بوده و از این رو هر واحد روستایی را در آن دموتای<sup>۴</sup> می‌نامیدند. در سده پنجم قبل از میلاد تغییری در معنای دموس پدید آمد و این واژه بر اجتماع همه مردم اطلاق گردید که برای اجرای کارهای حکومتی گرد هم می‌آمدند (Sharma, 2007). در سال ۵۰۹ قمری در نتیجه اصلاحات کلتین، قانون‌گذار آتن، اداره جامعه به دست روستائیان افتاد و از آن پس حکومت آتن را دموکراتی یا حکومت روستائیان می‌نامیدند. با تحول مفهومی ذکر شده در معنای دموس به تدریج دموکراسی اسم عاملی برای حکومت‌هایی شد که به دست همه مردم اداره می‌شوند (Agbede et al., 2023). برخی از محققان معتقدند که برخلاف رژیم‌های استبدادی یا خودکامه، حکومت‌های مردم

1- Demos

2- Cratia

3- Krato

4- Demotai

5- Environment Kuznets Curve (EKC)

در انتخابات بعدی است. این باعث می‌شود که حکومت‌های دموکراتیک مستعد پذیرش خواسته‌های گروه‌های ذینفع باشند، چنین رویکردی از فعالیت‌های سیاسی برای کسب رانت استفاده خواهد کرد و یا سیاست‌هایی اتخاذ می‌کند که امکان حفظ نفع برخی گروه‌ها را داشته باشد (Acemoglu et al, 2019). به عنوان مثال افزایش سهم دستمزد اتحادیه‌های کارگری به وسیله کاهش سود مؤسس شرکت یا کارآفرین. اما چنین استراتژیی ممکن است باعث افزایش رشد اقتصادی نشود (Qureshi & Ahmed, 2012). از این رو، ناکارآمدی‌های ایجاد شده توسط تحمیل فشارهای گروه‌های ذینفع باعث کاهش درآمد ملی می‌شود در حالی که دیکتاتوری از چنین فشارهای خاصی مجزا است (Ren et al., 2020).

#### ۲- تأثیر مثبت دموکراسی بر رشد اقتصادی

کسانی که طرفدار این دیدگاه هستند دموکراسی را تهدیدی برای رشد اقتصادی نمی‌دانند بلکه آن را به عنوان یک تقویت کننده رشد در نظر دارند. به اعتقاد آنان در دموکراسی سیاست‌ها توسط ترجیحات رأی دهندگان میانی محدود شده است. بنابراین، یک رهبر دموکراتیک انگیزه برای بهبود رفاه اکثریت برای اطمینان از انتخاب مجدد خود را دارد در مقابل یک دیکتاتور که بر خاندان محدودش متکی است و نیاز به پشتیبانی گروه‌های محدود برای پایداری قدرتش را دارد. مشخصه دولت‌های دموکراتیک، شفافیت بیشتر سیاست‌ها و فرآیندهای سیاست‌گذاری است (Siegal et al., 2004). به اشتراک‌گذاری اطلاعات برای مردم یک فرصت به منظور نظارت بر رفتار نمایندگان منتخب آن‌ها را فراهم می‌کند، درجه باز بودن اقتصاد و رسانه‌های آزاد در زمینه فساد میان مقامات دولتی باعث کاهش اتخاذ سیاست‌هایی می‌شود که اهداف صرفاً رانت جویانه دارد. همچنین جریان آزاد اطلاعات در داخل و خارج از دولت در مورد انجام سیاست‌های توسعه به توده مردم اطلاع‌رسانی می‌کنند (Pickering et al., 2020).

#### ۳- عدم تأثیر دموکراسی بر رشد اقتصادی

پیروان این دیدگاه استدلال می‌کنند که رشد اقتصادی در درجه اول به نهادهای تولیدی مانند سرمایه‌گذاری مربوط است و اینکه سیاست‌های دولتی طرفدار رشد مهم‌تر از نوع رژیم غالب در یک کشور است. به عبارت دیگر، آن چه واقعا مهم است اثر بخشی سیاست‌های اجرا شده و ثبات سیاسی است نه نوع رژیم حاکم. از لحاظ تئوری بی‌ثباتی سیاسی، در مورد جهت‌گیری آینده حکومت عدم اطمینان ایجاد می‌کند و عدم رغبت عوامل اقتصادی برای شرکت در پروژه‌های با ریسک بالا را به بار می‌آورد. این مسئله باعث می‌شود منابع خصوصی در اقتصاد (سرمایه فیزیکی و انسانی) به خارج از کشور راه یابند و در محیطی که نظم بیشتری دارد به ادامه فعالیت بپردازند. مسئله دیگر این است که هر چند امنیت حقوق مالکیت منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر و در نتیجه رشد بیشتر می‌شود اما این سؤال وجود دارد که کدام نوع از رژیم (دیکتاتوری یا دموکراسی) امنیت حقوق مالکیت را بهتر تأمین می‌کند؟ پاسخ این است که در این مورد شک و تردید وجود دارد. آن‌ها بر این واقعیت تأکید می‌کنند که تغییرات زیادی در داخل رژیم‌های دموکراتیک و استبدادی مشاهده شده است در حکومت خودکامه افق زمانی

تکنولوژی، سلابی و سرمایه‌گذاری در محیط‌زیست ثابت در نظر گرفته شود، افزایش گستره فعالیت‌های اقتصادی بدون تردید منجر به تخریب محیط‌زیست خواهد شد. از طرف دیگر، با افزایش درآمد سرانه، تقاضا برای افزایش سطح کیفی محیط‌زیست و سرمایه‌گذاری در محیط‌زیست افزایش می‌یابد. بنابراین، نمی‌توان گفت که رشد اقتصادی به طور حتم منجر به نابودی محیط‌زیست می‌شود. بکرمن (1992) با ارائه استدلالی باعث شهرت و گسترش هر چه بیشتر فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس شد (Abdollahi, 2012). از نظر وی شواهد روشنی وجود دارد که رشد اقتصادی در مراحل اولیه خود منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود. ولی در نهایت بهترین و شاید تنها راه برای حفظ و ارتقای سطح کیفی محیط‌زیست در کشورهای جهان، ثروتمند شدن است. در واقع، محققان با اقتباس از کار تحقیقی کوزنتس، به بررسی رابطه رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست پرداختند و با توجه به دستیابی به نتایج مشابه و وجود رابطه U وارون بین متغیرهای رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست، این ایده نیز به فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس مشهور شد. طرفداران فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس معتقدند که در سطوح بالای توسعه، ساختار اقتصادی به سمت صنایع و خدمات اطلاعات بر حرکت می‌نماید. علاوه بر این در مراحل بالای توسعه، آگاهی در مورد محیط‌زیست بالا می‌رود؛ قوانین محیط‌زیستی مفیدتری وضع و اجرا می‌شود؛ و مخارج مصرف شده برای حفظ و ارتقای محیط‌زیست افزایش می‌یابد. در این دیدگاه حصول به سطوح بالای توسعه سبب کاهش اثرات تخریبی بر محیط‌زیست می‌شود (Nadiri & Mohammadi, 2011). در مجموع، برای تبیین اثرات رشد اقتصادی بر محیط‌زیست و نحوه اثرگذاری آن بر محیط‌زیست می‌توان اثرات رشد را به سه بخش: اثر مقیاسی، اثر ترکیب نهاده‌ها و اثر تکنولوژی تقسیم کرد:

۱- اثر مقیاس: گسترش سطح تولید با یک سطح معین از تکنولوژی و ثبات نسبت نهاده‌ها باعث افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود.

۲- اثر ترکیب نهاده‌ها: با افزایش نسبت نهاده‌های مضر برای محیط‌زیست اثر تخریبی رشد اقتصادی بر محیط‌زیست افزایش می‌یابد که به اثر ساختاری نیز مشهور است.

۳- اثر تکنولوژی: با افزایش کارایی تولید میزان نهاده‌های مورد استفاده از نهاده‌های محیط‌زیستی در تولید یک محصول کاهش می‌یابد. همچنین، پیشرفت تکنولوژی باعث می‌شود ضایعات و فضولات تولید کاهش یافته و آسیب بر محیط‌زیست کم شود (Zhou et al, 2022).

#### تأثیر دموکراسی بر رابطه رشد اقتصادی و محیط‌زیست

از دیدگاه نظری سه مکتب فکری متفاوت در خصوص ارتباط بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد.

##### ۱- تأثیر منفی دموکراسی بر رشد اقتصادی

اعتقاد پیروان این دیدگاه بر این است که تمرکز کوتاه‌مدت رژیم‌های دموکراتیک مانع از رشد اقتصادی می‌شود. به عبارت دیگر، مقامات منتخب تمایل به کوتاه‌اندیشی دارند زیرا قصد آنان تصویب محبوبیت و موفقیت خود و افزایش سهم رای‌شان

تامازیان و راتو (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ۲۴ کشور طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۳ به بررسی اثر کیفیت نهادها و توسعه مالی بر کیفیت محیط‌زیست پرداختند. نتایج مربوط با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM، اثر این دو عامل را بر کیفیت محیط‌زیست تأیید می‌کند (Tamazian & Rao, 2010).

گوئل و همکاران (Goel et al., 2013) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سالانه ۱۰۰ کشور در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۴ با استفاده از روش تجمیعی اثرات محیط‌زیستی را با استفاده از دو شاخص کلیدی کیفیت نهادها- میزان فساد و گسترش بخش سایه (زیرزمینی) در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا بررسی نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که فساد و اقتصاد سایه به عنوان متغیرهای کلیدی تحقیق انتشار CO<sub>2</sub> را کاهش می‌دهد. همچنین اثر تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه بر انتشار CO<sub>2</sub> مثبت و اثر متغیرهای اثربخشی دولت، بهره‌وری انرژی، ارزش افزوده کشاورزی، درجه باز بودن تجاری و آموزش بر انتشار CO<sub>2</sub> منفی می‌باشد فریدریکسون و نیومایر (Fredriksson & Neumayer, 2013) در تحقیقی با عنوان «تحلیل دموکراسی و سیاست‌های تغییر آب و هوا» استدلال می‌کند که تجربه تاریخی نظام‌های سیاسی دموکراتیک، سیاست‌های تغییرات آب و هوا را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بررسی داده‌های ۸۷ کشور از سال ۱۸۰۰ میلادی به بعد نشان می‌دهد این کشورها مجموعاً مسوول ۹۳/۷ درصد انتشار کربن در جهان بوده‌اند و این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه دموکراتیک تأثیر قابل توجه و مستقیمی بر سیاست‌های تغییرات آب و هوایی دارد. رن و همکاران (Ren et al., 2020) به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم دموکراسی بر انتشار دی‌اکسید کربن در کشورهای عضو بریکس با روش تحلیل داده‌های آماری پرداختند. نتایج نشان داد که اثر مستقیم بهبود وضعیت دموکراسی باعث کاهش انتشار دی‌اکسید کربن شده و اثر غیرمستقیم آن در چین باعث افزایش انتشار دی‌اکسید کربن و در برزیل و آفریقای جنوبی باعث کاهش انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود ویلیز و همکاران (Willis et al., 2022) به بررسی تأثیر دموکراسی مشورتی بر تغییر اقلیم در کشورهای ایرلند، فرانسه و انگلستان پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که کشورهای با سطح دموکراسی مشورتی بالاتر، بهتر می‌توانند بحران‌های ناشی از تغییر اقلیم را مدیریت کنند. زرابی و همکاران (Zeraibi et al., 2023) تأثیر گاز طبیعی، انرژی هسته‌ای و دموکراسی را بر ردپای کربن و امنیت انرژی از ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ در فرانسه بررسی کردند. نتایج برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) نشان داد که انرژی هسته‌ای و گاز طبیعی با افزایش ردپای کربن به تخریب محیط‌زیست کمک می‌کنند. با این حال، دموکراسی در کاهش انتشار بلندمدت و کوتاه مدت نقش دارد. از سوی دیگر انرژی هسته‌ای و دموکراسی به کاهش خطرات انرژی و افزایش هزینه‌های انرژی کمک می‌کند.

علاوه بر این، در داخل کشور، حیدری و همکاران (Heidari et al., 2014) به بررسی تأثیرات آستانه‌ای بالقوه در رابطه میان دموکراسی و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو گروه دی

حاکم مستبد حقوق مالکیت و قرارداد را تعیین می‌کند در حالی که در دموکراسی دوام رژیم این حقوق را تعیین می‌نماید در حالت کلی می‌توان گفت دموکراسی‌های گذرا و دیکتاتوری‌های کوتاه‌بینانه اثرات مضر بر تأمین امنیت حقوق مالکیت دارند (Lægread & Povitkina, 2018).

از طرف دیگر، بطور کلی، چهار دلیل برای عملکرد بهتر محیط‌زیستی دولت‌های دموکراتیک ذکر می‌شود:

۱- در دموکراسی، رهبران سیاسی پاسخگویی بیشتری دارند تا از انتخاب مجدد خود اطمینان حاصل کنند و این موجب تلاش‌هایی برای توسعه اجتماعی و اقتصادی شده و به مردم روستایی ظرفیت بیشتری را برای سرمایه‌گذاری در کشاورزی پایدار و حفاظت از محیط‌زیست می‌دهد. به عبارت دیگر حکومت‌های دموکراتیک، از مسئولیت‌پذیری و پاسخ‌گویی بیشتری برخوردار هستند. در نتیجه نگرانی‌های محیط‌زیستی را نادیده نمی‌گیرند (Escher & Walter-Rogg, 2018).

۲- دموکراسی تمایل به تسهیل دسترسی بیشتر به اطلاعات را دارد. در یک حکومت دموکراتیک به دلیل سهولت دسترسی بیشتر به اطلاعات از جمله رسانه‌ها، مطبوعات آزاد و دیگر شکل‌های اطلاعات، شهروندان قادر خواهد بود تا از اطلاعات بیشتری درباره مسائل محیط‌زیستی و اکتشافات مدنی برخوردار گردند. بنابراین، شهروندان در نظام‌های دموکراتیک می‌توانند رهبران خود را در برابر اعمالشان پاسخگو نگاه دارند (Fischer, 2017).

۳- طرفداران محیط‌زیست در صورت وجود آزادی بیان و مشارکت همگانی، به احتمال زیاد شهروندان را در مسائل محیط‌زیستی و تحت فشار گذاشتن دولت سازمان‌دهی می‌کنند (Glass & Newig, 2019).

۴- دولت‌های دموکراتیک هم در زمینه مشارکت محلی هم در زمینه همکاری‌های بین‌المللی، همکاری بیشتری میان خودشان دارند. در نتیجه به احتمال زیاد به پیمان‌های بین‌المللی محیط‌زیستی متعهد هستند (Torbjörn et al., 2022).

با توجه به مطالب فوق، از آنجاکه بر اساس فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، از یک طرف، افزایش رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه به این دلیل که در مراحل پائین توسعه قرار دارند، منجر به تخریب محیط‌زیست شده و از طرف دیگر، افزایش عمق دموکراسی منجر به بهبود عملکرد محیط‌زیستی می‌شود، می‌توان انتظار داشت که افزایش عمق دموکراسی بتواند از اثرات منفی رشد اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست در کشورهای یاد شده بکاهد. همچنین، بر اساس فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، از یک طرف، افزایش رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته به این دلیل که در مراحل بالای توسعه قرار دارند، منجر به بهبود کیفیت محیط‌زیست شده و از طرف دیگر، افزایش عمق دموکراسی، نیز منجر به بهبود عملکرد محیط‌زیستی می‌شود. لذا می‌توان انتظار داشت که افزایش عمق دموکراسی بتواند اثرات مثبت رشد اقتصادی بر بهبود کیفیت محیط‌زیست در کشورهای یاد شده را افزایش داده و تقویت کند. مطالعات مختلفی به بررسی رابطه بین دموکراسی با متغیرهای محیط‌زیستی پرداخته‌اند، از جمله:

در حال توسعه و توسعه یافته منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی، مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی در هر دو گروه کشور مورد مطالعه، تأثیر منفی و معناداری بر رد پای اکولوژیکی دارد. مرور مطالعات پیشین مؤید این واقعیت است که مطالعات مبتنی بر تأثیر متغیرهای سیاسی بر متغیرهای اقتصادی و محیط‌زیستی مورد توجه محققان قرار گرفته است. لیکن، تاکنون و به‌ویژه در داخل کشور مطالعه‌ای به بررسی تأثیر دموکراسی بر رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست با کشورهای با درجات متفاوت دموکراسی نپرداخته است. از طرف دیگر، با توجه به دیدگاه‌های متفاوت در خصوص تأثیر عمق دموکراسی بر وضعیت محیط‌زیست، پژوهش حاضر قصد دارد یک مطالعه تطبیقی در کشورهای با درجات مختلف از عمق دموکراسی از جمله: ایران و کره جنوبی در بررسی اثرگذاری عمق دموکراسی بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست ترتیب دهد. به عبارت دیگر، مطالعه حاضر به دنبال پاسخ‌دهی به این سؤال اساسی است که آیا اولاً با افزایش عمق دموکراسی از روند تخریب محیط‌زیست کاسته می‌شود؟ و ثانیاً آیا بین تأثیر رشد اقتصادی بر کیفیت محیط‌زیست در میان کشورهای با درجات مختلف عمق دموکراسی تفاوت معناداری وجود دارد؟ لازم به توضیح است که کره جنوبی، دومین رشد سریع اقتصادی دنیا را در چهار دهه اخیر دارا می‌باشد. امروزه اقتصاد موفق کره جنوبی الگویی برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران است. این کشور طی دهه گذشته توانسته با به کارگیری توامان ابزارهای سیاسی، اقتصادی و فرهنگی در کشورهای مختلف، تراز تجاری خود را ارتقا داده و نیز جایگاه مناسبی را در این کشورها کسب کند (Heidari et al., 2014).

### مواد و روش‌ها

#### مدل خودرگرسیون با وقفه گسترده (ARDL)

با توجه به محدودیت‌ها و نواقص موجود در روش‌های انگل-گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا (ECM)<sup>۱</sup> از جمله وجود ارب در نمونه‌های کوچک و عدم توانایی در آزمون فرضیات آماری، روش‌های مناسبتری برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها پیشنهاد شده که در این زمینه می‌توان به رهیافت ARDL اشاره نمود (Pesaran et al., 2001). همچنین، در این رهیافت با استفاده از ضرایب تخمینی، امکان برآورد میزان واکنش انتشار دی اکسید کربن (متغیر وابسته) به تغییر هر یک از متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد. علاوه بر این، این مدل یک مدل پویا می‌باشد؛ یعنی رفتار متغیرها را در طول زمان بررسی می‌کند. ساده‌ترین شکل الگوی پویایی که می‌توان برای رابطه ایستایی بلندمدت تنظیم کرد، الگوی پویای در رابطه (۱) است (Tashkini, 2006):

$$y_t = \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \alpha y_{t-1} + v_t \quad (1)$$

با انجام یک عملیات جبری می‌توان رابطه فوق را به صورت رابطه (۲) نوشت:

هشت طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR)<sup>۱</sup> پرداختند. نتایج به دست آمده فرضیه خطی بودن را رد می‌نماید و یک مدل دو رژیم با حد آستانه‌ای دموکراسی (۰/۹۷۱-) را پیشنهاد می‌کند. عاقلی و همکاران (Agheli et al., 2014) تأثیر دموکراسی را بر آلودگی محیط‌زیست با استفاده از روش داده‌های تابلویی در سه گروه از کشورهای منتخب صادرکننده نفت طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۶ تخمین زدند. نتایج نشان داد برای گروه اول (کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا) رابطه منفی، برای گروه دوم (کشورهای با شاخص توسعه انسانی متوسط) رابطه مثبت و برای گروه سوم (کشورهای با شاخص توسعه انسانی پایین) رابطه منفی ولی بی‌معنی بین شاخص دموکراسی و انتشار سرانه دی‌اکسید کربن برقرار است. عرب‌مازازی و همکاران (Arabmazar Yazdi et al., 2017) به بررسی تأثیر فساد و بی‌ثباتی سیاسی بر شاخص عملکرد محیط‌زیست در کشورهای منتخب خاورمیانه، شامل ایران، طی سال‌های ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۲ با استفاده از داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج به دست آمده نشان داد که ثبات سیاسی و کنترل فساد تأثیر مثبت و معناداری بر عملکرد محیط‌زیست کشورهای منتخب خاورمیانه داشته است. علیزاده و بیات (Alizade & Bayat, 2016) به بررسی اثر حکمرانی خوب بر محیط‌زیست در کشورهای با درآمد متوسط پرداختند. برای این منظور داده‌های ترکیبی اثر حکمرانی خوب بر انتشار گازهای CO<sub>2</sub> (که به عنوان شاخص کیفیت محیط‌زیستی در نظر گرفته شده) در کشورهای با درآمد متوسط بین سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۱ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که شاخص حکمرانی که کیفیت نهادهای عمومی یک کشور و توانمندی دولت در انجام وظایف محوله را نشان می‌دهد، بر میزان انتشار گازهای CO<sub>2</sub> که معرف وضعیت محیط‌زیست هستند، مؤثرند. هراتی و همکاران (Harati et al., 2016) با بکارگیری داده‌های ۱۱۰ کشور به تجزیه و تحلیل رابطه میان تجارت، جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، شاخص‌های اقتصادی- سیاسی و شاخص عملکرد محیط‌زیستی در مجموعه‌ای از کشورها با سطوح درآمدی متفاوت با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج نشان داد که بین عوامل اقتصادی سیاسی (مانند آزادی دموکراسی و فساد کمتر) و عملکرد محیط‌زیستی کشورها رابطه مثبتی وجود دارد. کازرونی و همکاران (Kazerooni et al., 2020) به بررسی اثر شاخص ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در ۳۴ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۶ با استفاده از مدل پانل پویا پرداختند. برای اندازه‌گیری شاخص ثبات سیاسی با توجه به شرایط کشورهای مورد مطالعه از پنج مؤلفه درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های نژادی استفاده شد. نتایج نشان داد که کاهش جنگ داخلی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی دارد و سایر مؤلفه‌های ثبات سیاسی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند. جواهری و همکاران (Javaheri et al., 2023) تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست (رد پای اکولوژیکی) در کشورهای

1- Panel Smooth Transition Regression  
3- Error Correction Model

2- Auto-Regressive Distributed Lag

متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد.

#### متغیرهای تحقیق

در این مطالعه به بررسی تأثیر عمق دموکراسی بر رشد اقتصادی با توجه به نقش آلودگی هوا با مقایسه موردی کشورهای ایران و کره جنوبی طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۱ پرداخته می‌شود. برای این اساس متغیرهای تحقیق عبارتند از:

متغیر وابسته:

CO<sub>2</sub>: میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای (معادل میلیون تن CO<sub>2</sub>) متغیرهای مستقل:

GDP: تولید ناخالص داخلی (میلیاد دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵) که انتظار می‌رود بر اساس فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، برای کشورهای در حال توسعه رابطه مستقیم و برای کشورهای توسعه یافته رابطه عکس با میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای داشته باشد.

DEM: عمق دموکراسی (امتیاز شاخص صدا و پاسخگویی<sup>۲</sup> بانک جهانی) که انتظار می‌رود رابطه عکس با میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای داشته باشد. همچنین، در این مطالعه عمق دموکراسی از طریق شاخص شاخص صدا و پاسخگویی بانک جهانی اندازه‌گیری شده است. این شاخص بیانگر امتیاز حاصل از میزان درک شهروندان یک کشور از شرکت در انتخاب دولت، آزادی بیان، آزادی احزاب و رسانه‌ها می‌باشد.

DEM×GDP: اثر تعاملی عمق دموکراسی و تولید ناخالص داخلی، که انتظار می‌رود بر اساس مبانی نظری تحقیق، از شدت رابطه مستقیم میان تولید ناخالص داخلی و انتشار گازهای گلخانه‌ای بکاهد.

I: نسبت تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی (درصد) که انتظار می‌رود رابطه مستقیم با رشد اقتصادی و در نتیجه رابطه مستقیم با میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در حال توسعه داشته باشد.

L: نیروی کار (میلیون نفر) که انتظار می‌رود رابطه مستقیم با رشد اقتصادی و در نتیجه رابطه مستقیم با میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای در حال توسعه داشته باشد.

DUM: متغیر دومی برای لحاظ نمودن تغییرات ساختاری (در سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۷۳ در کره جنوبی کودتای داخلی رخ داده و در سال ۱۹۷۹ در ایران انقلاب به وقوع پیوسته است).

بر این اساس، به منظور بررسی ارتباط میان متغیرها و آزمون فرضیه‌های تحقیق رابطه ریاضی (۹) برای هر یک از کشورهای ایران و کره جنوبی برآورد شد:

$$\text{CO}_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \text{GDP}_t + \beta_2 \text{DEM}_t + \beta_3 \text{DEM}_t \times \text{GDP}_t + \beta_4 I_t + \beta_5 L_t + \beta_6 \text{DUM}_t + u_t \quad (9)$$

در نهایت، اطلاعات و داده‌های مورد نیاز در این تحقیق از بانک جهانی گردآوری و جهت برآورد مدل از نرم‌افزار Microfit استفاده شد.

#### نتایج و بحث

بطور کلی توصیف آماری متغیرهای تحقیق نشان داد که طی دوره مورد بررسی عمق دموکراسی، تولید ناخالص داخلی و نیروی کار در کشور کره جنوبی بیش از ایران بوده و میزان

$$y_t = \beta x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta y_t + w_t \quad (2)$$

که در آن:

$$\lambda_1 = -\frac{\gamma_1}{1-\alpha} \quad \text{و} \quad \lambda_2 = -\frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (3)$$

$$\beta = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1-\alpha} \quad \text{و} \quad w_t = \frac{v_t}{1-\alpha}$$

است. وجود متغیرهای  $\Delta x_t$  و  $\Delta y_t$  در این رابطه موجب می‌شوند تا تورش مربوط به برآورد پارامتر  $\beta$  بر اساس یک نمونه کوچک از بین برود و شرط رسیدن به تعادل نیز این است که  $\alpha < 1$  باشد. ترجیح آن است که برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک تا حد ممکن الگوی پویایی را در نظر گرفته شود که تعداد وقفه‌های زیادی را برای متغیرها لحاظ کند. بنابراین رابطه (۴) برآورد می‌شود:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (4)$$

در این رابطه  $A(L)$  عملگر وقفه به صورت  $1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$  و  $B(L)$  عملگر وقفه به صورت  $\gamma_0 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \dots + \gamma_q L^q$  و

$L^r x_t = x_{t-r}$  است. لذا در این مطالعه از رهیافت ARDL استفاده می‌شود. مدل ARDL تعمیم‌یافته (بسط داده شده) بصورت رابطه (۵) می‌باشد (Tashkini, 2006):

$$\alpha(L, P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + u_t \quad (5)$$

$i = 1, 2, \dots, k$

که در آن  $\alpha_0$ ،  $x_{it}$ ،  $y_t$ ،  $q_i$ ،  $P$ ،  $L$ ،  $\beta_i$  به ترتیب عملگر وقفه، بردار وقفه متغیر وابسته، بردار وقفه هر یک از متغیرهای توضیحی، متغیر وابسته، بردار متغیرهای توضیحی، عرض از مبدا و جمله اختلال تصادفی می‌باشند. همچنین، عامل وقفه بصورت رابطه (۶) تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (6)$$

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

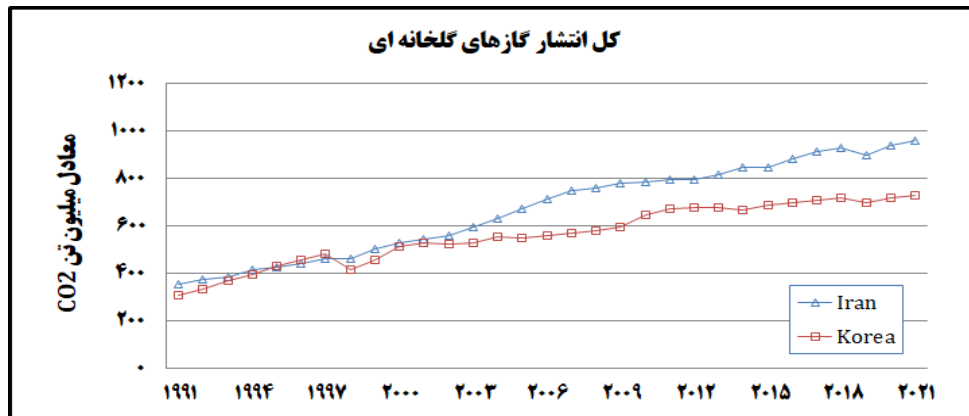
بنابراین: (۷ و ۸)

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

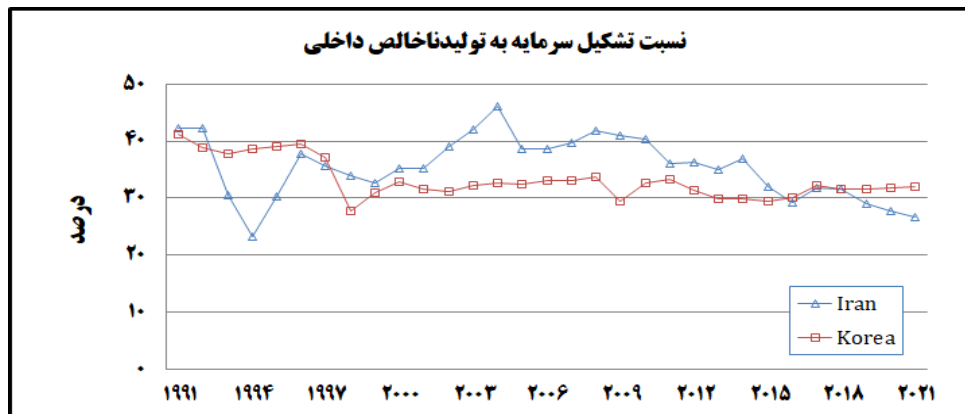
که در روابط (۷ و ۸)  $\alpha$  و  $\beta_i$  به ترتیب بیانگر بردار وقفه‌های متغیر وابسته و بردار وقفه‌های هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشند. همچنین، معمولاً برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه هر یک از متغیرها، از معیار شوارتز بیزین<sup>۱</sup> که در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، استفاده می‌شود. علاوه بر این، برای تخمین رابطه بلندمدت در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌گردد. بطوریکه، اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های

گلخانه‌ای بر حسب میلیون تن  $CO_2$  برای ایران و کره جنوبی طی دوره مورد بررسی به ترتیب معادل ۶۵۷/۲۰ و ۵۵۲/۳۶ میلیون تن می‌باشد. از طرف دیگر، میانگین نسبت تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی، برای ایران و کره جنوبی به ترتیب معادل ۳۵/۳۳ و ۳۳/۳۷ درصد می‌باشد. همچنین، میانگین نیروی کار، برای ایران و کره جنوبی طی دوره مورد بررسی به ترتیب معادل ۲۱/۹۰ و ۲۴/۴۴ میلیون نفر می‌باشد.

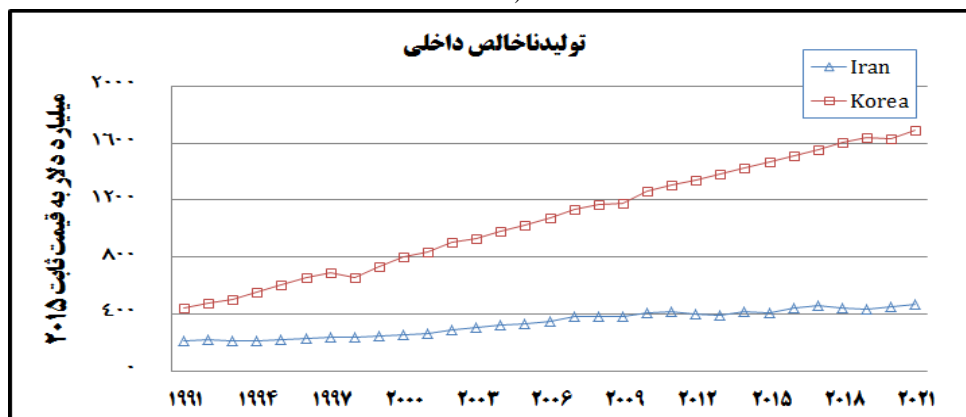
انتشار گازهای گلخانه‌ای و نسبت تشکیل سرمایه ثابت به تولید ناخالص داخلی در ایران بیش از کره جنوبی بوده است. بطوری‌که، میانگین امتیاز عمق دموکراسی برای کشورهای ایران و کره جنوبی طی دوره مورد بررسی به ترتیب معادل ۹/۱۶ و ۱۰/۲۵ می‌باشد. همچنین، میانگین تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ برای کشورهای ایران و کره جنوبی طی دوره مورد بررسی به ترتیب معادل ۳۳۱/۵ و ۱۰۴۸/۶ میلیارد دلار می‌باشد. علاوه بر این، میانگین میزان انتشار گازهای



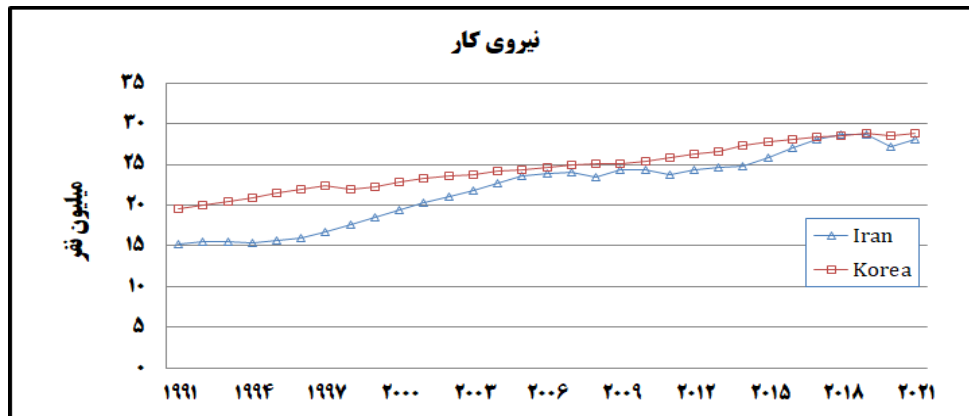
شکل ۱- روند انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران و کره جنوبی (مأخذ: بانک جهانی)  
Figure 1. Trend of greenhouse gas emissions in Iran and South Korea (Source: World Bank)



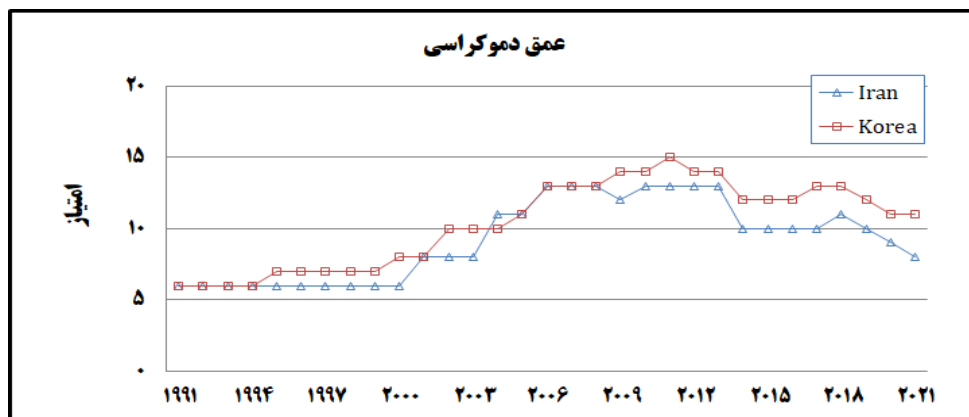
شکل ۲- روند نسبت تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی در ایران و کره جنوبی (مأخذ: بانک جهانی)  
Figure 2. Trend of the ratio of capital formation to gross domestic product in Iran and South Korea (Source: World Bank)



شکل ۳- روند تولید ناخالص داخلی ایران و کره جنوبی (مأخذ: بانک جهانی)  
Figure 3. GDP trend of Iran and South Korea (Source: World Bank)



شکل ۴- روند نیروی کار در ایران و کره جنوبی (مأخذ: بانک جهانی)  
Figure 4. Labor force trend in Iran and South Korea (Source: World Bank)



شکل ۵- روند امتیاز عمق دموکراسی در ایران و کره جنوبی (مأخذ: بانک جهانی)  
Figure 5. Trend of democracy depth score in Iran and South Korea (Source: World Bank)

کشورهای ایران و کره جنوبی برآورد گردید. پیش از برآورد مدل‌های تحقیق، ابتدا پایایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گرفت. جدول (۱) نتایج پایایی متغیرهای تحقیق را با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته<sup>۱</sup> برای کشورهای ایران و کره جنوبی نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که متغیر عمق دموکراسی (DEM) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرها حداکثر پس از یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند که این موضوع تأییدی بر استفاده از الگوی ARDL می‌باشد. لذا مدل پویای ARDL با معیار شوارتز- بیزین برآورد شد.

### برآورد مدل

به منظور برآورد مدل، متغیر وابسته تحقیق یعنی میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای (CO<sub>2</sub>) با استفاده از متغیرهای توضیحی: تولید ناخالص داخلی (GDP)، عمق دموکراسی (DEM)، اثر تعاملی عمق دموکراسی و تولید ناخالص داخلی (DEM×GDP) و متغیرهای کنترل: نسبت تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی (I)، نیروی کار (L) و متغیر دامی تغییرات ساختاری (DUM) و همچنین، بکارگیری مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره ۱۹۸۱-۲۰۲۱ برای



جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد برای سری‌های زمانی متغیرها بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

Iran ایران					
نتیجه پایایی Stationary result	ارزش احتمال P-Value		آماره t statistic t		متغیر Variable
	در تفاضل مرتبه اول In 1 <sup>st</sup> difference	در سطح At level	در تفاضل مرتبه اول In 1 <sup>st</sup> difference	در سطح At level	
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.215	3.71	1.24	CO <sub>2</sub>
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.121	4.03	1.55	GDP
پایا در سطح (I <sub>0</sub> ) Stationary at level (I <sub>0</sub> )	---	0.000	---	3.88	DEM
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.201	3.47	1.16	DEM×GDP
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.184	4.21	1.33	I
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.147	5.15	1.45	L
South Korea کره جنوبی					
نتیجه پایایی Stationary result	ارزش احتمال P-Value		آماره t		متغیر Variable
	در تفاضل مرتبه اول In 1 <sup>st</sup> difference	در سطح At level	در تفاضل مرتبه اول In 1 <sup>st</sup> difference	در سطح At level	
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.168	5.26	1.38	CO <sub>2</sub>
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.174	4.49	1.36	GDP
پایا در سطح (I <sub>0</sub> ) Stationary at level (I <sub>0</sub> )	---	0.000	---	4.22	DEM
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.176	3.59	1.27	DEM×GDP
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.139	5.11	1.48	I
پایا در تفاضل مرتبه اول (I <sub>1</sub> ) Stationary in 1 <sup>st</sup> difference (I <sub>1</sub> )	0.000	0.184	3.99	1.33	L

مأخذ: یافته‌های تحقیق

متغیرهای تحقیق یا هم‌انباشتگی از مرتبه ۱، پذیرفته می‌شود. همچنین نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که با توجه به مقادیر آماره LM، فرم تصریح شده جهت ارتباط بین متغیرهای تحقیق در دو مدل و برای هر دو کشور صحیح بوده و دارای عدم خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی می‌باشند. علاوه بر این ضریب R<sup>2</sup> در دو مدل و برای هر دو کشور برای مدل نشان می‌دهد که قدرت توضیح دهندگی مدل برآورد شده مناسب می‌باشد.

جدول (۲) نتایج تخمین مدل پویای ARDL را جهت بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرها برای کشورهای ایران و کره جنوبی نشان می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهد که بر اساس رابطه بنرجی، دولادو و مستر<sup>۲</sup> آماره t محاسباتی برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق برای سری زمانی ایران برابر ۷/۴۴- و برای سری زمانی کره جنوبی معادل ۷/۲۰- می‌باشد که با توجه به کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۰/۹۹ درصد (۵/۷۱-)، وجود رابطه بلندمدت بین

جدول ۲- تخمین مدل پویای ARDL (متغیر وابسته CO<sub>2</sub>)

Table 2. ARDL dynamic model estimation (CO <sub>2</sub> dependent variable)							
آماره t statistic t		انحراف معیار Standard deviation		ضریب Coefficient		متغیر Variable	
South Korea کره جنوبی	Iran ایران	South Korea کره جنوبی	Iran ایران	South Korea کره جنوبی	Iran ایران		
2.80***	2.67***	0.10	0.09	0.28	0.24	CO <sub>2</sub> (-1)	
2.33**	2.38**	0.06	0.08	0.14	0.19	GDP	
-2.43**	-2.60**	0.07	0.05	-0.17	-0.13	DEM	
2.33**	3.50***	0.03	0.04	0.07	0.14	DEM×GDP	
4.68***	6.20***	0.07	0.06	0.32	0.37	I	
3.10***	3.74***	0.10	0.09	0.30	0.33	L	
1.39 <sup>ns</sup>	1.66*	0.07	0.08	0.10	0.13	DUM	
5.42***	7.74***	0.33	0.19	1.81	1.44	Intercept	
South Korea کره جنوبی		Iran ایران				test آزمون	
41.03 (0.09)		38.96 (0.07)				همبستگی سریالی Serial correlation	
29.87 (0.12)		30.17 (0.14)				شکل تابعی Functional form	
10.22 (0.18)		11.9. (0.21)				ناهمسانی واریانس Heteroscedasticity	
1.98		2.04				D.W	
0.89		0.86				R <sup>2</sup>	
-7.20 (0.07)		-8.44 (0.06)				هم‌انباشتگی Cointegration	

\*\*\* significant at the 1% level - \*\* significant at the 5% level - \* significant at the 10% level - ns not significant

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳)، متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) برای مدل‌های مربوط به هر دو کشور، دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. زیرا همانطور که در مبانی نظری

پس از بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق، تابع بلندمدت ARDL برای هر دو کشور مدل برآورد شد که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس یافته‌های

محیط‌زیستی کمتری مواجه خواهند شد. همچنین، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که عمق دموکراسی از اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ایران و کره جنوبی به ترتیب ۰/۰۸ و ۰/۰۹ واحد کاسته است. از طرف دیگر، متغیر نسبت تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی (I) برای مدل‌های مربوط به هر دو کشور ایران و کره جنوبی، دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشد. زیرا با افزایش تشکیل سرمایه و سرمایه‌گذاری، تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی افزایش یافته و بر اساس فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، در کشورهای در حال توسعه با افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست کاهش می‌یابد. همچنین، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر تشکیل سرمایه یک واحد افزایش یابد، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کشورهای ایران و کره جنوبی در بلندمدت به ترتیب ۰/۴۲ و ۰/۳۷ واحد افزایش می‌یابد.

علاوه بر این، متغیر نیروی کار (L) برای مدل‌های مربوط به هر دو کشور ایران و کره جنوبی، دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. زیرا با افزایش نیروی کار، تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی افزایش یافته و بر اساس فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، در کشورهای در حال توسعه با افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست کاهش می‌یابد. همچنین، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر نیروی کار یک واحد افزایش یابد، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کشورهای ایران و کره جنوبی در بلندمدت به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۳۵ واحد افزایش می‌یابد.

تحقیق بیان شد، بر اساس فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس، در کشورهای در حال توسعه با افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست کاهش می‌یابد. همچنین، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر تولید ناخالص داخلی یک واحد افزایش یابد، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ایران و کره جنوبی در بلندمدت به ترتیب ۰/۲۱ و ۰/۱۸ واحد افزایش می‌یابد. علاوه بر این، متغیر عمق دموکراسی (DEM) برای مدل‌های مربوط به هر دو کشور ایران و کره جنوبی دارای علامت منفی بوده و از نظر آماری حداقل در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. زیرا همانطور که در مابانی نظری تحقیق بیان شد، حکومت‌های دموکراتیک، از مسئولیت‌پذیری و پاسخ‌گویی بیشتری برخوردار هستند. در نتیجه نگرانی‌های محیط‌زیستی را نادیده نمی‌گیرند. همچنین، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر عمق دموکراسی یک واحد افزایش یابد، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کشورهای ایران و کره جنوبی در بلندمدت به ترتیب ۰/۱۵ و ۰/۱۹ واحد کاهش می‌یابد. علاوه بر این، متغیر اثر تعاملی آلودگی هوا و دموکراسی (DEM×GDP) برای مدل‌های مربوط به هر دو کشور ایران و کره جنوبی، دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری حداقل در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. بدین مفهوم که عمق دموکراسی در بلندمدت از اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای هر دو کشور می‌کاهد. زیرا همانطور که در مابانی نظری تحقیق بیان شد، دولت‌های دموکراتیک هم در زمینه مشارکت محلی هم در زمینه همکاری‌های بین‌المللی، همکاری بیشتری میان خود داشته و در نتیجه به احتمال زیاد به پیمان‌های داخلی و بین‌المللی محیط‌زیستی متعهد هستند. در نتیجه در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی، با کاهش کیفیت

جدول ۳- تخمین رابطه بلندمدت ARDL (متغیر وابسته CO<sub>2</sub>)

t statistic		Standard deviation		ضریب		متغیر
آماره t		معیار		Coefficient		Variable
Iran	South Korea	Iran	Iran	South Korea	Iran	
2.25 <sup>**</sup>	2.33 <sup>***</sup>	0.08	0.09	0.18	0.21	GDP
-2.71 <sup>**</sup>	-3.75 <sup>***</sup>	0.07	0.04	-0.19	-0.15	DEM
2.33 <sup>**</sup>	3.25 <sup>***</sup>	0.03	0.04	0.07	0.13	DEM×GDP
5.65 <sup>***</sup>	5.50 <sup>***</sup>	0.07	0.08	0.37	0.42	I
3.56 <sup>***</sup>	3.48 <sup>***</sup>	0.1	0.11	0.35	0.38	L
1.44 <sup>ns</sup>	1.72 <sup>*</sup>	0.08	0.09	0.11	0.15	DUM
5.61 <sup>***</sup>	8.01 <sup>***</sup>	0.37	0.21	2.08	1.66	Intercept

\*\*\* معنی‌دار در سطح ۱٪ - \*\* معنی‌دار در سطح ۵٪ - \* معنی‌دار در سطح ۱۰٪ - ns بی‌معنی  
\*\*\* significant at the 1% level - \*\* significant at the 5% level - \* significant at the 10% level - ns not significant

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نهایت، در این مطالعه به منظور بررسی اختلاف آماری بین اثر تعاملی عمق دموکراسی و تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کشورهای ایران و کره جنوبی از آزمون F مقید (چاو)<sup>۱</sup> استفاده شد که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. بر اساس یافته‌های جدول (۴)، از آنجا که مقدار P-value آماره F کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که بین ضریب متغیر اثر تعاملی عمق دموکراسی و تولید

ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران و کره جنوبی از نظر آماری اختلاف معناداری در سطح ۱ درصد وجود دارد. بدین معنی که بین تأثیر تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای با عمق دموکراسی مختلف (ایران و کره جنوبی) تفاوت معناداری وجود داشته و عمق دموکراسی، باعث کاهش اثر مثبت رشد اقتصادی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون چاو برای بررسی اختلاف بین اثر تعاملی عمق دموکراسی و GDP بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران و کره جنوبی  
Table 4. Results of Chaw test to investigate the difference between interactive effect of depth of democracy and GDP on emission of greenhouse gases in Iran and South Korea.

ارزش احتمال P-Value	آماره آزمون F test statistic	ضریب Coefficient	متغیر Variable
0.003***	147.06	0.13	اثر تعاملی عمق دموکراسی و تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران Interactive effect of democracy depth and GDP on amount of greenhouse gas emissions in Iran
		0.07	اثر تعاملی عمق دموکراسی و تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در کره جنوبی Interactive effect of democracy depth and GDP on amount of greenhouse gas emissions in South Korea

\*\*\* معنی دار در سطح ۱ درصد  
\*\* significant at the 1% level  
مأخذ: یافته‌های تحقیق

باشند. برای نمونه می‌توان به ترویج عایق‌کاری ساختمان‌های اداری، تجاری و مسکونی، استانداردسازی مصالح ساختمانی، افزایش راندمان انرژی لوازم خانگی، اصلاح مصرف سوخت در وسایل نقلیه شخصی و عمومی، ترویج استفاده از وسایل حمل‌ونقل عمومی و الزام تولیدکنندگان صنعتی به درج برچسب مصرف انرژی اشاره کرد.

علاوه بر این، با توجه به تأثیر مثبت رشد اقتصادی - به واسطه افزایش مصرف انرژی‌های فسیلی - بر انتشار گازهای گلخانه‌ای، به مسئولین حوزه انرژی و محیط‌زیست کشور به‌ویژه وزارت نیرو و سازمان حفاظت محیط‌زیست پیشنهاد می‌شود برای تضمین پایداری توسعه اقتصادی و جلوگیری از تخریب محیط‌زیست در کشور، انرژی‌های نوین و تجدیدپذیر را که سوخت‌های پاک نامیده می‌شوند در یک برنامه زمانی مشخص، حتی الامکان جایگزین سوخت‌های فسیلی کرده و بخشی از درآمدهای حاصل از مصرف انرژی‌های فسیلی را که موجب تخریب محیط‌زیست می‌شود در ساخت زیربنای و سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت و توسعه فناوری‌های دوست‌دار محیط‌زیست صرف کرده و بخشی از این درآمدها را به جبران تخریب محیط‌زیست به‌ویژه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای اختصاص دهند.

در نهایت، با توجه به اینکه نتایج تحقیق نشان داد که با افزایش عمق دموکراسی (آزادی بیان، آزادی احزاب و رسانه‌ها)، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای کاهش می‌یابد، به مسئولین کشور به‌ویژه وزارت کشور پیشنهاد می‌شود، زمینه شکل‌گیری و رشد سازمان‌های مردم‌نهاد (سمن) به‌ویژه در حوزه محیط‌زیست را فراهم آورند. همچنین، به وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی پیشنهاد می‌شود آزادی بیشتر رسانه‌ها و مطبوعات جهت پوشش مخاطرات محیط‌زیستی را در دستور کار قرار دهد.

نتایج تحقیق حاضر با بخشی از یافته‌های مطالعه ویلیز و همکاران (Willis et al., 2022) که دریافتند کشورهای با سطح دموکراسی مشورتی بالاتر، بهتر می‌توانند بحران‌های ناشی از محیط‌زیست (تغییر اقلیم) را مدیریت کنند، همخوانی دارد. همچنین، یافته‌های مطالعه حاضر، بخشی از نتایج تحقیق رن و همکاران (Ren et al., 2020) را که دریافتند اثر مستقیم بهبود وضعیت دموکراسی باعث کاهش انتشار دی‌اکسید کربن در کشورهای بریکس می‌شود، تأیید می‌کند. علاوه بر این، نتایج تحقیق حاضر با بخشی از یافته‌های مطالعه فریدریکسون و نیومایر (Fredriksson & Neumayer, 2013) که دریافتند سرمایه دموکراتیک (تجربه تاریخی بلندمدت با دموکراسی) ارتباط مستقیم با تغییرات آب و هوایی دارد، همخوانی ندارد. از طرف دیگر، یافته‌های مطالعه حاضر، بخشی از نتایج تحقیق تامازیان و رائو (Tamazian & Rao, 2010) را که دریافتند کیفیت نهادها از تأثیر معناداری بر کیفیت محیط‌زیست برخوردار است، تأیید می‌کند. همچنین، نتایج تحقیق حاضر با بخشی از یافته‌های مطالعه آلزاده و بایات (Alizade & Bayat, 2016) که دریافتند شاخص حکمرانی بر وضعیت محیط‌زیست مؤثرند، همخوانی دارد. در نهایت، یافته‌های مطالعه حاضر، بخشی از نتایج تحقیق حراتی و همکاران (Harati et al., 2016) را که دریافتند بین عوامل اقتصادی سیاسی (مانند آزادی دموکراسی و فساد کمتر) و عملکرد محیط‌زیستی کشورها رابطه مثبتی وجود دارد، تأیید می‌کند.

با توجه به اینکه سوخت‌های فسیلی از مهمترین منابع مولد آلاینده‌ها به حساب آمده و افزایش رشد اقتصادی باعث مصرف بیشتر این نوع سوخت‌ها بخصوص در کشورهای تولیدکننده و صادرکننده نفت شده و افزایش بهره‌وری انرژی موجب کاهش آلودگی ناشی از مصرف این نوع سوخت‌ها می‌شود. لذا پیشنهاد می‌شود اقدامات لازم برای افزایش بهره‌وری انرژی در اولویت

## منابع

- Abdollahi, M. (2012). Effective factors on environment pollution whit emphasize on institutions quality (Case of OIC members). Semnan University. *M.Sc Dissertation* (In Persian).
- Agheli, L., Sadeghi, H. & Esvar, A. (2014). Impact of democracy on CO2 emissions. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 11(2), 21-40. (In Persian).
- Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P. & Robinson, J. A. (2019). Democracy does cause growth. *Journal of Political Economy*, 127(1), 47-100.
- Agbede, E. A., Bani, Y., Naseem, N. A. M. & Saini, W. N. W. (2023). The impact of democracy and income on CO2 emissions in MINT countries: Evidence from quantile regression model. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(18), 52762-52783. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-25805-z>.
- Alizade, S., & Bayat, M. (2016). The effect of good governance on the environment in middle-income countries. *Journal of Environmental Science and Technology*, 18(3), 501-513 (In Persian).
- Arabmazar Yazdi, A., Ghasemi, A., & Rashidikia, M. (2017). Effects of corruption and political instability on environmental performance: A Case study of selected countries in the middle east'. *Environmental Researches*, 8(15), 77-86 (In Persian).

- Bernard, S., Hotte, L., & Winer, S. L. (2009). Is democracy good for the environment? The role of private mitigation efforts. *Canada Research Chair Program*.
- Clulow, Z. (2019). Democracy, electoral systems and emissions: Explaining when and why democratization promotes mitigation. *Climate Policy*, 19(2), 244-257.
- Escher, R., & Walter-Rogg, M. (2018). Does the conceptualization and measurement of democracy quality matter in comparative climate policy research? *Politics and Governance*, 6(1), 117-144.
- Fischer, F. (2017). *Climate crisis and the democratic prospect: Participatory governance in sustainable communities*. Oxford University Press.
- Fredriksson, G., & Neumayer, E. (2013). Analysis democracy and climate change policies: Is history important? *Ecological Economic*, 95, 11-19.
- Glass, L. M., & Newig, J. (2019). Governance for achieving the sustainable development goals: How important are participation, policy coherence, reflexivity, adaptation and democratic institutions? *Earth System Governance*, 2, 100031.
- Goel, R., Herrela, R. & Mazar. U. (2013). Institutional quality and environment pollution: Mena countries versus the rest of the world. *Economic Systems*, 37, 508-521.
- Harati, J., Taghizadeh, H. & Amini, T. (2016). Investigating the impacts of trade and political variables on environmental performance index: A dynaminc panel analysis. *The Journal of Economic Policy*, 7(14), 129-157 (In Persian).
- Heidari, H., Alinezhad, R., & Jahangirzadeh, J. (2014). An investigation of democracy and economic growth nexus: A case study for D-8 countries. *Economic Growth and Development Research*, 4(15), 60-41 (In Persian).
- Javaheri, B., Shahveisi, H., & Mohammadi, S. (2023). Investigating the effect of human development, political development and civil liberties indicators on environmental quality. *Quarterly Journal of Economic Research*, 23(2), 1-25 (In Persian).
- Joshi, P., & Beck, K. (2018). Democracy and carbon dioxide emissions: Assessing the interactions of political and economic freedom and the environmental kuznets curve. *Energy Research & Social Science*, 39, 46-54.
- Kazerooni, A., Asgharpur, H., & Nafisi Moghadam, M. (2020). The effect of political stability and democracy on economic growth in selected countries of the organization of islamic cooperation: Dynamic panel approach (SYS-GMM). *Economic Growth and Development Research*, 10(39), 55-74 (In Persian).
- Lægreid, O. M., & Povitkina, M. (2018). Do political institutions moderate the GDP-CO2 relationship? *Ecological Economics*, 145, 441-450.
- Muttakin, M. B., Rana, T. & Mihret, D. G. (2022). Democracy, national culture and greenhouse gas emissions: An international study. *Business Strategy and the Environment*, 31(7), 2978-2991.
- Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2011). Estimating an institutional structure in economic growth using GMM dynamic panel data method. *Economic Modelling*, 5(15), 1-24 (In Persian).
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Pickering, J., Bäckstrand, K., & Schlosberg, D. (2020). Between environmental and ecological democracy: Theory and practice at the democracy-environment nexus. *Journal of Environmental Policy & Planning*, 22(1), 1-15.
- Qureshi, M., & Ahmed, E. (2012). The Interlinkages Between Democracy and Per Capita GDP Growth: A Cross Country Analysis. *PIDE Working Papers*, No 85.
- Ren, Y., Liu, L., Zhu, H. & Tang, R. (2020). The direct and indirect effects of democracy on carbon dioxide emissions in BRICS countries: Evidence from panel quantile regression. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(26), 33085-33102.
- Sharma, S. D. (2007). Democracy, good governance, and economic development. *Taiwan Journal of Democracy*, 3(1), 29-62.
- Siegel, J., Weinstein, M., & Halperin, M. (2004). Why democracy excel. *Foreign Affairs*, 83, 57-71.
- Tamazian, A., & Rao, B. B. (2010). Do economic, financial and developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics*, 32, 137-145.
- Tashkini, A. (2006). *Econometrics Using Microfit*, 1<sup>st</sup> edition, Dibagan Tehran Publishing (In Persian).
- Torbjörn, S., Kristin, L. & Erling, H. (2022). Unpacking democracy: The effects of different democratic qualities on climate change performance over time. *Environmental Science & Policy*, 128, 326-335.
- Willis, R., Curato, N., & Smith, G. (2022). Deliberative democracy and the climate crisis, *Climate change*, 13(2).
- Zeraibi, A., Jahangir, A., Ramzan, M., & Adetayo, T. S. (2023). Investigating the effects of natural gas, nuclear energy, and democracy on environmental footprint and energy risk in France: Does financial inclusion matter? *Progress in Nuclear Energy*, 159, 104621.
- Zhike, L. (2017). The effect of democracy on CO2 emissions in emerging countries: Does the level of income matter? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 900-906.
- Zhou, L., Mantu, K., Mahalik, H., & Mallick, R. Z. (2022). The moderating effects of democracy and technology adoption on the relationship between trade liberalization and carbon emissions. *Technological Forecasting and Social Change*, 80, 121712.
- Zongrun, W., Haiqin, F., & Xiaohang, R. (2023). Political connections and corporate carbon emission: New evidence from Chinese industrial firms. *Technological Forecasting and Social Change*, 188, 122326.