University of Tehran Press

Journal of Environmental Studies
Vol. 49, No. 2, Summer 2023

Journal Homepage: www.Jes.ut.ac.ir
Print ISSN: 1025-8620 Online ISSN 2345-6922

Convergence of Factors Affecting Carbon Dioxide Emissions in MENA Region Countries, Dynamic Spatial Panel Approach

Fatemeh Yavari[1], Ahmad Sarlak[2], Maryam Sharifnejad[3], Mojtaba Ghiasi[4]

1. Department of Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Arak Branch, Arak, Iran, Email: Iranyavari97@chmail.ir
2. Department of Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Arak Branch, Arak, Iran, Email: a-sarlak@iau-arak.ac.ir
3. Department of Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Arak Branch, Arak, Iran, Email: m-sharifnezhad@iau-arak.ac.ir
4. Department of Economics, Faculty of Management, Islamic Azad University, Malayer Branch, Malayer, Iran, Email: mojtabaghiasi@malayeriau.ac.ir

Article Info

Research Article:
Research Paper

Article history:
Received 7 December 2022
Received in revised from
4 February 2023
Accepted 10 March 2023
Publish online 11 April 2023

Keywords:
Carbon Dioxide Emission,
Dynamic Spatial Panel Model,
Green Solow Model.

ABSTRACT

Sustainable development through minimizing the negative externalities on the environment is one of the important topics of economic research in recent decades. The emission of carbon dioxide resulting from the combustion of fossil fuels in diverse sectors of the economy, which include industries, power stations, transportation, and even the household sector, as one of the externalities of human activities today, is known to be the cause of environmental destruction. This paper analyzes elements which affect the emission of carbon dioxide in MENA region countries, during 2004 to 2020 by expanding the spatial Green Solow model and using the dynamic spatial panel model (DSM). The results of the estimates imply that population growth, urbanization growth, the share of industry in the GDP and the degree of trade openness have a positive and significant effect on carbon dioxide emissions. However, no significant relationship was discovered between the two variables of democracy and physical investment with carbon dioxide emissions in the goal nation. On the other hand, the spatial correlation among sections was confirmed. In addition, the convergence of the factors affecting carbon dioxide emissions was confirmed in the investigation period, which means that nations have tried to reduce carbon dioxide emissions in the duration.

Cite this article: Yavari, F., Sarlak, A., Sharifnejad, M., Ghiasi, M. (2023). Convergence of Factors Affecting Carbon Dioxide Emissions in MENA Region Countries, Dynamic Spatial Panel Approach. Journal of Environmental Studies, 49 (2), 161- 184.
DOI: http//doi.org/10.22059/JES.2023.351889.1008370

© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: http//doi.org/10.22059/JES.2023.351889.1008370

Introduction

In recent decades, many studies have been conducted focusing on the effective factors on the negative environmental consequences of economic activities; including the investigation of influential factors on the emission of greenhouse gases as a destructive factor of the ozone layer.

This paper studies the theoretical literature related to the subject. Then it examines the convergence of effective factors on carbon dioxide emissions and the mutual impact of the studied countries on each other in a spatial panel model.

Among carried out studies on factors affecting carbon dioxide emissions, a small number have investigated the convergence and mutual effects at the same time to help economic policy making. The economic factors studied in this research include the degree of trade openness, the share of industry in the GDP, investment in physical capital, population density, the percentage of urbanization and democracy, which is in the form of an economic model and its estimation is based on the dynamic spatial panel approach.

Materials and Methods

According to the model used in Rios' study (2018), the developed model of Brooke and Taylor's, the following model has been selected for this research:

$$Y_{it} = \mu + \rho W Y_t + \gamma Y_{t-1} + \eta W Y_{t-1} + X_t \beta + W X_t \theta + \varepsilon_t$$

Yt is a 1×n vector containing the logarithm of the average per capita annual CO2 emissions measured, for more than five years for each country i at a certain point in time t, Xt is an n×k matrix of exogenous socio-economic variables with Response parameters related to itself (β) and neighbor (θ) in 1×k vector, which is assumed to influence CO2 emissions per capita. γ is the delay response parameter of the dependent variable Yt-1. WYt and WYt-1 show the endogenous current and delayed interaction of the dependent variable. ρ is the spatial auto regression coefficient. W is an n×n matrix that describes the spatial arrangement of countries in the sample. μ (μ=μ1,…,μ N) is a vector with control fixed effects for all countries, the omission of which can bias cross-sectional estimates.

ε is a disturbance vector that has a distribution with mean zero and variance s^2.

The estimator used to estimate the above equation is BCQML Error Correction Maximum Likelihood (BCQML).

The inference of DSDM in equation (1) should be based on the expression of the partial derivative and the calculation of direct, indirect, and total effects

The geographical area of this research is the countries of the Middle East and North Africa region (MENA) including 19 countries, Iran, Algeria, Bahrain, Djibouti, Egypt, Iraq, Jordan, Kuwait, Lebanon, Libya, Morocco, Oman, Occupied Palestine, Qatar, Saudi Arabia, Syria, Tunisia, UAE, and Yemen

The economic factors studied in this research include the degree of trade openness, the share of industry in the GDP, investment in physical capital, population growth, the percentage of urbanization and democracy.

Discussion of results

The model estimation results are as described in the table below.

P>|t|	t statistic	standard deviation	coefficients	Variables	Variables symbol
0.000	15.00	0.0536	0.8047	CO_2 PC(T-1)	Lag of variable Y
0.002	3.18	0.0892	0.2839	CO_2 PC Soatial lag	Y variable spatial lag
0.091	1.69	0.0085	0.0144	Population	X1
0.039	2.08	0.0029	0.0061	Trade Openness to GDP	X2
0.034	2.15	0.0269	0.0578	Urban Rate % of POP	X8
0.841	0.20	0.0016	0.0003	Democracy	X4
0.001	3.27	0.0039	0.0128	Industry Share	X5
0.172	1.37	3.7e-10	5.06e-10	Investment Share	X6
0.017	-2.41	2.3821	-5.7311		constant

Source: research findings

which shows that democracy and investment do not have a significant effect on CO_2 emission, but the effect of other variables is significant, also the hypothesis of convergence and spatial effect were confirmed.

Conclusions

According to the results of the DSM estimation, each unit increase in population density increases the per capita emission of carbon dioxide by 0.0144 unit. Also, with the increase in the percentage of urbanization, 0.0578 unit of carbon dioxide is released into the air for each unit. The trade of openness due to the introduction of outdated and polluting industries

from developed countries to developing countries can turn the MENA region into a haven for environmental pollution. For every one percent increase in the degree of trade openness, carbon dioxide emissions in MENA countries increase by 0.06 percent.

Also, the industry's share in the GDP is such that for every one-unit increase in this share, the air becomes more polluted by 0.0128 unit. On the other hand, the emission of carbon dioxide in a country has a positive effect on the increasing the emission of this gas in neighboring countries. In addition, the results of this study confirm the positive effect of spatial pollution spillovers of countries.

نشـــریه محیـــط شناســـی

دوره ۴۹، شمـــاره ۲، تابستان ۱۴۰۲

University of Tehran Press

Journal Homepage: http://Jes.ut.ac.ir

۲۳۴۵-۶۹۲۲ :شاپای الکترونیکی ۸۶۲۰-۱۰۲۵ :شاپای چاپی

همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منطقه منا رهیافت مدل پانل فضایی پویا

احمد سرلک [۱]✉، فاطمه یاوری [۲]، مریم شریف نژاد [۳]، مجتبی قیاسی [۴]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، اراک، ایران، رایانامه: a-sarlak@iau-arak.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، اراک، ایران، رایانامه: yavari97@chmail.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، اراک، ایران، رایانامه: m-sharifnezhad@iau-arak.ac.ir

۴. گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ملایر، ملایر، ایران، رایانامه: mojtabaghiasi@malayeriau.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۶

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۱/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۹

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۱/۲۲

کلیدواژه‌ها:

انتشار دی اکسید کربن، مدل پانل فضایی پویا، مدل سولوی سبز.

چکیده

پایداری رشد و توسعه اقتصادی از طریق به حداقل رساندن اثرات منفی فعالیت‌های اقتصادی بر محیطزیست و منابع طبیعی یکی از موضوعات مهم تحقیقات اقتصادی در دهه‌های اخیر است. انتشار دی اکسید کربن ناشی از ا سوخت‌های فسیلی در بخش‌های مختلف صنایع، نیروگاه‌ها، حمل و نقل و حتی بخش خانگی به عنوان یکی از محصولات جانبی فعالیت‌های اقتصادی، امروزه به عنوان عامل اصلی تخریب محیطزیست شناخته شده است..این تحقیق با بسط مدل فضایی سولوی سبز و با استفاده از مدل پانل فضایی پویا (DSM) تاثیر عوامل جمعیت، شهرنشینی، سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری، دموکراسی و سرمایه گذاری فیزیکی برانتشار گاز دی اکسید کربن در کشورهای منا، طی سال‌های ۲۰۰۴ تا۲۰۲۰ را بررسی می‌کند.

نتایج برآوردها حاکی است که رشد جمعیت، رشد شهرنشینی، سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن تجاری بر انتشار دی اکسید کربن تأثیر مثبت و معنی داری دارند. اما بین دو متغیر دموکراسی و سرمایه‌گذاری فیزیکی با انتشار دی اکسید کربن ،در کشورهای هدف، ارتباط معنی داری یافت نشد. از طرفی همبستگی فضایی بین مقاطع مورد تأیید قرار گرفت. همچنین همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن در دوره مورد بررسی تأیید شد یعنی کشورها در جهت کاهش انتشار دی اکسید کربن در دوره تحقیق حرکت نموده اند.

استناد: یاوری، فاطمه.؛ سرلک، احمد.؛ شریف‌نژاد، مریم.؛ قیاسی، مجتبی. (۱۴۰۲). همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای منطقه منا رهیافت مدل پانل فضایی پویا. نشریه محیط‌شناسی، ۴۹(۲)، ۱۶۱- ۱۸۴.

DOI: http//doi.org/10.22059/JES.2023.351889.1008370

DOR: 20.1001.1.10258620.1402.49.2.5.7

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: http//doi.org/ 10.22059/JES.2023.351889.1008370

۱.مقدمه

هدف اصلی اقتصاد محیطزیست ایجاد توازن بین فعالیت‌های اقتصادی و اثرات محیطزیستی آن‌ها با در نظر گرفتن همه هزینه- فایده‌های مربوط به این فعالیت‌هاست. اقتصاد محیطزیست شامل سه مرحله می‌گردد: ارزیابی اهمیت اقتصادی انحطاط محیطزیست، یافتن علل اقتصادی این انحطاط و ارائه انگیزه‌های اقتصادی لازم جهت کند، متوقف یا برعکس کردن روند انحطاط محیطزیست است. پیامدهای منفی زیست‌محیطی ناشی از افزایش بی‌رویه تولید گازهای گلخانه‌ای، به عنوان محصول جانبی فعالیت‌های اقتصادی، باعث شده تا موضوع توسعه پایدار در دهه‌های اخیر پررنگ تر جلوه کند. اصطلاح توسعه پایدار نخستین بار در سال ۱۹۷۰ توسط باربارا در اعلامیه کوکویاک درباره محیطزیست و توسعه به کار رفت و به دنبال آن پس از گزارش‌های باشگاه رم و بنیاد هامرشولد به تدریج توسعه پایدار در طی سال‌های دهه ۱۹۸۰ و از زمانیکه اتحادیه بین المللی برای حفاظت از محیطزیست و منابع طبیعی، راهبردهای جهانی با هدف کلی دستیابی به توسعه پایدار را از طریق حفاظت از منابع حیاتی ارائه کرد مورد توجه جدی دانشمندان و پژوهشگران حوزه توسعه قرار گرفت.

در دهه‌های اخیر نیز مطالعات زیادی با محوریت عوامل مؤثر بر ایجاد پیامدهای منفی زیست‌محیطی فعالیت‌های اقتصادی انجام گرفته است. از جمله این مطالعات، بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان یک عامل مخرب لایه ازن است. غالب این مطالعات آلودگی محیطزیست را به عنوان اثرات جانبی و پیامدهای رشد اقتصادی دست کم در مراحل اولیه آن دانسته و این موضوع را در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بررسی نموده‌اند مانند مطالعه Fotros و Barzegar (۲۰۱۳) Ravallion در سال ۲۰۰۰. برخی مانند Joubert در ۲۰۱۰ به بررسی پویایی انتشار گازهای گلخانه‌ای پرداخته‌اند Hamidi Razi و Feshari (۲۰۱۷). اما تعداد محدودی نیز در کنار بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای اثرات متقابل کشورها بر این موضوع را نیز بررسی کرده اند. یعنی معتقدند فعالیت اقتصادی در یک کشور بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در همان کشور و سایر کشورهای دارای اشتراکات ساختار اقتصادی، سیاسی، جغرافیایی با کشور مبدأ نیز تأثیرگذار است.

مطالعه حاضر با بررسی ادبیات نظری مرتبط با موضوع به بررسی همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن و در عین حال به بررسی تأثیر متقابل کشورهای مورد مطالعه بر هم در قالب یک مدل فضایی می‌پردازد. از آنجایکه در حال حاضر بیش از ۶۰ درصد گازهای گلخانه‌ای را دی اکسید کربن تشکیل می دهد اکثر مطالعات در بررسی‌های خود عوامل مؤثر بر افزایش انتشار این گاز را مورد تحقیق قرار داده اند. Fotros, and (Barzegar (2013 این تحقیق سعی دارد در کنار تبیین آثار برخی از مهم ترین عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بر انتشار گاز دی اکسیدکربن همچنین مشخص نماید که آیا در قلمرو مکانی مورد مطالعه انتشار گاز دی اکسیدکربن در مسیر اهداف توسعه پایدار قرار دارد یا خیر. یعنی میل به کاهش و همگرا شدن به یک مقدار معین قابل قبول را دارد یا خیر. به علاوه اثرات متقابل کشورهای مورد مطالعه بر هم را نیز مورد بررسی قرار می‌دهد. در بین مطالعات انجام شده با موضوع عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسیدکربن تعداد محدودی به بررسی همزمان دو موضوع همگرایی و اثرات متقابل پرداخته اند. درحالیکه جهت کمک به سیاست گذاری‌های اقتصادی پرداختن به این دو موضوع به طور هم زمان حائز اهمیت است. عوامل اقتصادی مورد مطالعه این تحقیق شامل درجه باز بودن تجاری، سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی، سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی ،رشد جمعیت، درصد شهرنشینی و همچنین دموکراسی است، که در قالب یک الگوی اقتصادی درآمده و جهت برآورد آن از رهیافت پنل فضایی پویا استفاده شده است.

۲. پیشینه پژوهش

یکی از موضوعات مهم که کشورهای در حال توسعه با آن مواجهند پیامدهای صنعتی شدن است. زیرا، از یک طرف توسعه اقتصادی بر اساس رشد تولید ناخالص داخلی، مستلزم گسترش تولیدات صنعتی و گذار از جامعه سنتی بر پایه کشاورزی و رسیدن به جامعه مدرن بر پایه رشد صنایع است . اما از طرف دیگر یکی از موضوعاتی که در مباحث توسعه به آن پرداخته می شود این است که کشورهای در حال توسعه نیازی نیست همان مسیری را که کشورهای توسعه یافته برای کشف و اختراع تکنولوژی و فناوری طی کرده‌اند را بگذرانند، بلکه می‌توانند از تکنولوژی کشورهای پیشرفته استفاده نمایند. اما موضوع اینجاست که فناوری و تکنولوژی که از کشورهای پیشرفته به جهان

سوم و کشورهای در حال توسعه وارد می‌شود همان است کشورهای توسعه یافته سال‌هاست آن را کنار گذاشته‌اند. (Todaro & Smith, 2013) به عبارتی بدلیل هزینه‌های نگهداری و آلاینده بودن، آنها را به کشورهای در حال توسعه واگذار می‌کنند. درجه باز بودن تجارت جهت تسهیل این انتقالات اغلب تحت عنوان فرضیه پناهندگی آلودگی مطرح می‌گردد(Bahrami, 2020) .

به لحاظ تئوری باز بودن اقتصاد از دو کانال می تواند بر محیطزیست اثر بگذارد. این دو کانال در دو سوی مخالف عمل می کنند:"اثر مقیاس و اثر ترکیب". اثر مقیاس تاثیر تجارت بر سطح فعالیت‌های اقتصادی را بیان می کند. درحالیکه اثر ترکیب به تاثیر تجارت روی ساختار مولد اقتصاد اشاره دارد. گسترش آزادی تجارت منجر به افزایش فعالیت‌های اقتصادی مخرب محیطزیست می‌گردد. البته اثر ترکیب مبهم و غیر قطعی است (Rios,2018).

افزایش تبادلات تجاری می تواند اثر مثبت داشته باشد بشرطی که شرکت‌های چندملیتی تمایل به معرفی تکنیک‌های تولید مدرن و پاک و پایدار از کشورهای مبدأ با استاندارد بالا به کشورهای میزبان که هنوز به آن دانش دست نیافته اند، داشته باشند. تاثیر منفی درجه باز بودن اقتصاد بر انتشار آلودگی را می‌توان به این معنا دانست که افزایش مراودات تجاری با کاهش آلودگی زیست‌محیطی می تواند همراه باشد. این موضوع با این استدلال همراه است که با افزایش تبادلات تجاری، احتمال برقراری سیستم‌های حفاظت واردات و حرکت کشورها در مسیر واردات کالاهای کثیف (کالاهایی که تولید آنها در داخل با تولید آلودگی همراه است) و همچنین صادرات کالاهای تمیز وجود دارد. از طرفی تلویحا اثر مثبت پدیده جهانی شدن را بر کاهش سطح آلودگی بیان کند (Pajooyan, 2008).

شواهد تجربی مربوط به تأثیر باز بودن تجارت بر انتشار گازهای گلخانه‌ای ترکیبی از نتایج مختلف و در برگیرنده همه نوع احتمالی است. در بعضی از مطالعات مانند Salmani Bishek و همکاران (۲۰۱۶)، Antweiler و همکاران (۲۰۰۱) وFrankel و Ros (۲۰۰۵) ارتباط منفی بین این دو متغیر به دست آمده است. در حالی که نتایج پژوهش‌های Bahrami و همکاران (۲۰۱۹) و Managi و همکاران (۲۰۰۹) بیان می‌کند که سطح بالاتر بازبودن اقتصاد باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌گردد.

سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی روند انباشت سرمایه را با توجه به تئوری رشد اقتصاد کلان نئوکلاسیک تقویت می‌کند و در بلند مدت به عنوان یکی از تعیین‌کننده‌های کلیدی رشد اقتصادی در نظر گرفته می شود. با توجه به مدل‌های نظری ،تولید گازهای گلخانه‌ای یک محصول جانبی فعالیت‌های اقتصادی است و انتظار می رود سرمایه‌گذاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای تاثیرمثبت داشته باشد (Rios, 2018).

عامل موثردیگر تراکم جمعیت است. در زمینه نحوه تاثیر جمعیت بر کیفیت محیطزیست دو دیدگاه مالتوسی و بوسراپی وجود دارد Falahi) 2013) از نظر مالتوسی‌ها نسبت افزایش گازهای گلخانه‌ای بیشتر از نسبت افزایش جمعیت خواهد بود. در حالی که در دیدگاه بوسراپین‌ها ارتباطی بین تغییرات جمعیت و انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود ندارد یا حتی ارتباط ممکن است منفی باشد. البته در مطالعات تجربی هر دو دیدگاه تایید شده‌اند (Shi, 2003).

جمعیت از طریق دو مکانیزم می‌تواند بر انتشار گازهای گلخانه‌ای تأثیر داشته باشد.نخست، افزایش جمعیت تقاضای انرژی بخش برق و صنعت حمل ونقل را افزایش می دهد و موجب افزایش انتشار گازهای مخرب می گردد. دوم، رشد تراکم جمعیت می تواند منجر به تخریب جنگل، تغییر کاربری‌ها و استفاده از چوب به عنوان سوخت شود با افزایش تراکم جمعیت تقاضای انرژی بعلت تغییر روش زندگی از روش سنتی به مدرن و استفاده از زیرساخت ها، سیستم حمل و نقل و مواد گرما زا افزایش می یابد (Falahi, 2013). اما Brook و Taylor (۲۰۱۰) اثر نرخ رشد جمعیت بر انتشار CO_2 را منفی و ناچیز تشخیص داده اند.

شهرنشینی عامل دیگری است که در مطالعات به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن معرفی می شود. مهاجرت مردم از روستا به شهر، سبک زندگی شهری، تمرکز فعالیت‌های اقتصادی، امور مالی، حمل و نقل و صنایع در شهرها خصوصیاتی است که باعث می شود سهم قابل توجهی از مصرف انرژی در شهرها اتفاق بیفتد؛ بنابرین شهرنشینی یکی از عناصر اصلی در برآورد انتشار کربن به حساب می‌آید هر چند نظرات متفاوتی در مورد نحوه تأثیر شهرنشینی بر آلودگی وجود دارد (Ashena, 2020). به عنوان نمونه Abdollahi Arani (۲۰۲۲) و Karimi and Salehi (۲۰۲۱) در مطالعه خود اثر شهرنشینی بر انتشار دی اکسید کربن را مثبت به دست آورده‌اند و Wang و Zhou (۲۰۲۰) وجود U وارونه یا تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس را در نتیجه مطالعه خود بیان نموده است.

متغیر دموکراسی نیز در این خصوص دخالت دارد. اما نتایج پژوهش ها متفاوت است. برخی معتقدند در رژیم‌های دموکرات اولا دولت در برابر نتایج تصمیمات و سیاست‌های اقتصادی خود پاسخگو است دوما جریان آزاد اطلاعات و آزادی مطبوعات وجود دارد سوما مشارکت آزاد، به فعالان محیطزیست اجازه می‌دهد تا با بسیج نیروهای مردمی و ایجاد سازمان‌های مردم نهاد بر سیاست‌ها تأثیر گذاشته و حفاظت از محیطزیست دست‌یافتنی‌تر گردد بنابرین دموکراسی را عامل کاهنده آلودگی محیطزیست عنوان می‌کنند. (Payne, 1995) و (Lie & Reuveny, 2006).

برخی یافته‌های پژوهشی حاکی از آن است که اثر دموکراسی بر انتشار در کشورهایی با آلایندگی کم مثبت است در حالیکه در کشورهای با آلایندگی زیاد منفی است (You et al., 2015). همچنین Agheli (۲۰۱۴) در تحقیق خود تأثیر دموکراسی بر آلودگی محیطزیست را در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا منفی و معنی دار در کشورهای با توسعه انسانی متوسط رابطه مثبت و معنی دار و درکشورهای با توسعه انسانی پایین رابطه منفی و بی معنی ابدست آورده است.

اما برخی از محققین مانند Torras و Boyec(۱۹۹۳) معتقدند که دموکراسی ممکن است تخریب محیطزیست را بدتر کند. این دسته معتقدند وقتی که حقوق مالکیت به خوبی تعریف نشده باشد همانطور که در نظام‌های کمونیستی دیده می شود افراد و گروه‌های علاقمند به فعالیت در رژیم‌های آزاد سیاسی بیشتر سوء استفاده کرده و باعث آسیب به محیطزیست می گردند. به عنوان مثال تضاد منافع بین شرکت‌ها و متخصصان محیطزیست به کیفیت محیطزیست آسیب می‌رساند.

متغیر سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی نیز می تواند بر انتشار گاز دی اکسیدکربن اثرگذار باشد. فعالیت‌های صنعتی با به کار گیری منابع انرژی مثل گاز، زغال‌سنگ یا سوخت‌های دیگر که گازهای گلخانه‌ای تولید می کنند باعث تغییر شکل مواد خام به محصول نهایی یا نیمه نهایی می شوند. البته تاثیر صنعت از قبل کاملا روشن نیست. بستگی به صنایع و تکنولوژی به کار رفته در آنها دارد. درجه آلایندگی صنایع مختلف بر محیطزیست بطور قابل ملاحظه‌ای متفاوت است. به علاوه شواهد تجربی ارتباط روشنی بین صنعت و انتشار سرانه آلودگی را نشان نمی‌دهد. در بعضی از مطالعات این متغیر را به عنوان عامل تاثیرگذار بر انتشار CO_2 معرفی کرده و بیان می‌کنند که صنعت اثر نسبتا مثبتی بر انتشار CO_2 دارد بعضی از مطالعات هم اثر ناچیز این متغیر را بر انتشار CO_2 را بیان می‌کنند (Jobert et al., 2010).

در کنار کنترل پیامدهای فعالیت‌های اقتصادی و غیر اقتصادی اثرگذار بر انتشار گاز دی اکسیدکربن، دستیابی به مسیری رو به کاهش برای روند انتشار از موضوعات مهمی است که در مطالعات اخیر تحت عنوان همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار مورد بررسی قرار می‌گیرد. در دهه های اخیر فرضیه ی هم گرایی در موضوعات مختلف اقتصادی از جمله اقتصاد محیط زیست بیشتر مورد توجه قرار گرفته است. این مفهوم در قالب سه فرضیه قابل مقایسه مورد بحث قرار می‌گیرد، همگرایی مطلق، هم‌گرایی شرطی و هم گرایی گروهی. در این چارچوب، در ادبیات اقتصاد محیط زیست، براساس فرضیه ی همگرایی مطلق، اقتصادی با نرخ اولیه پایین‌تر در سرانه ی انتشار آلودگی، انگیزه بیشتری در مقایسه با اقتصادی با نرخ اولیه ی بالاتر، برای انتشار آلودگی دارد. به بیان دیگر، وضعیت انتشار پایین به وضعیت انتشار بالاتر آلودگی جهش می‌کند.. براساس فرضیه همگرایی شرطی، نرخ رشد انتشار آلودگی به محض این که به وضعیت یکنواخت می‌رسد، کاهش می‌یابد. در زمینه سیاست حمایت از محیطزیست، بیشتر مطالعات بر این نکته تأکید می‌کنند که باید انتشار دی اکسیدکربن در سطح جهان به صورت معناداری کاهش یابد و سرانه ی انتشار آن به صورت تدریجی در بین کشورهای مختلف متعادل گردد. به بیان دیگر، به حالت همگرایی برسد (Barkhordari,2017).

در میان همه مطالعات انجام شده با موضوع عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسیدکربن که مورد بررسی قرار گرفت مطالعه‌ای که بیشترین شباهت به لحاظ روش و محتوا با تحقیق حاضر داشت و در تدوین این مقاله مؤثر بود مطالعه Rios (۲۰۱۸) با عنوان همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن با استفاده از روش اقتصاد سنجی فضایی است که برای ۱۴۱ کشور منتخب طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ انجام شده است. ریوز در مقاله خود با بسط مدل رشد سولوی سبز[1] که در واقع مبنای بیشتر مدل‌های استفاده شده برای مطالعات اقتصادی با محوریت آلودکی محیطزیست است یک مدل برای بررسی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن انتخاب و با استفاده از روش اقتصادسنجی

1.Green Solow Model

دوربین فضایی پویا آن را برآورد نموده است. از اشتراکات مقاله حاضر با کار ریوز بررسی همزمان دو فرضیه همگرایی و همبستگی فضایی است که تقریبا مطالعه‌ای که به طور همزمان این دو موضوع را در قالب یک مدل بررسی کرده باشد یافت نشد و از وجوه تمایز آن می‌توان به کشورهای هدف، دوره زمانی و برخی متغیرهای مستقل متفاوت اشاره نمود.

Rios اثر دموکراسی بر انتشاردی اکسیدکربن در کشورهای با آلایندگی بالا را منفی و در کشورهای با آلایندگی کم مثبت به دست آورده است. وی همچنین اثر رشد جمعیت و سرمایه گذاری فیزیکی بر انتشار را مثبت برآورد نموده است و در عین حال اثر باز بودن تجاری بر انتشار دی اکسید کربن در ۱۴۱ کشور مورد بررسی را بی‌معنی به دست آورده است.

۳. روش شناسی پژوهش

مطالعات اقتصادی با موضوع بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی اکسیدکربن در انتخاب الگوی اقتصادسنجی از روش‌های متفاوتی استفاده می‌کنند. برخی مانند Dehghani &Shahnazi (۲۰۲۱) و Shahbaz و همکاران (۲۰۲۲) از روش آزمون فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس استفاده نموده‌اند و برخی مانند Rios (۲۰۱۸) که موضوع همگرایی را به مطالعه خود اضافه نموده است برای آزمون فرضیه از بسط مدل رشد Solow (۱۹۵۷) استفاده کرده‌اند. Brook و Taylor (۱۹۱۰) و Criadio و همکاران (۲۰۱۱) و Rios (۲۰۱۸) که در مطالعه خود با بسط مدل سولو به کار رفته در مطالعات بروک و تیلور با یک مدل فضایی توانستند موضوع همگرایی و همبستگی فضایی را در برآورد فرضیه‌های مدل خود مورد بررسی قرار دهند. در این مطالعات، مدل نظری نشان می دهد که انتشار دی اکسیدکربن تحت تأثیر عواملی شامل سطح اولیه انتشار، نرخ‌های پس‌انداز، شدت جلوگیری از انتشار، نرخ رشد جمعیت و نرخ استهلاک قرار می‌گیرد در مطالعات انجام شده جلوگیری از انتشار صفر در نظر گرفته می‌شود و نرخ پس‌انداز و نرخ استهلاک نیز با سایر متغیرها جایگزین شده‌اند. (Barkhordari, 2021).

اقتصادسنجی فضایی در جهش مطالعات اقتصاد اخیر نقش مهمی داشته است. وقتی در تحقیق با داده‌های نمونه‌ای روبه‌رو هستیم که دارای جزء مکانی هستند به کار گیری شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم چندان مناسب نیست. زمانیکه داده ها دارای جزء مکانی هستند با دو مسئله مواجه هستیم: یکی وابستگی فضایی و دیگری ناهمسانی فضایی که در اقتصادسنجی مرسوم این دو مسئله نادیده گرفته می‌شود زیرا در صورت توجه به آنها فروض کلاسیک یعنی فروض گاووس– مارکف که خصوصیات مطلوب تخمین‌زننده‌های حداقل مربعات معمولی است نقض خواهد شد (Askari & Akbari, 2001).

۳–۱.وابستگی فضایی

مسئله وابستگی فضایی پدیده ایست که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد به طوری که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های i≠j وابسته است. یعنی انتظار می‌رود داده‌های مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده شده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. رابطه زیر وابستگی فضایی را نشان می‌دهد:

$$Y_i = fY_i \qquad i = 1.2. \ldots . n \quad i \neq j \qquad (۱)$$

از آنجا که عوامل جغرافیایی و محیطی و به عبارتی موقعیت جغرافیایی هر مقطع در ایجاد یک عامل نقش دارد، بنابراین به نظر می‌رسد که گاهی اوقات نتایج الگوهای مرتبط باید با مدنظر قرار دادن وابستگی‌های فضایی تحلیل شوند. Anselin (۱۹۸۸) برای اولین بار چارچوب کاملی از اقتصادسنجی فضایی ارائه کرد. Anselin (۱۹۸۸) اساس و پایه الگوهای اقتصادسنجی فضایی را بر پایه روابط بین مناطق و همسایگی مناطق بنا نهاد که منطق اصلی آن این است که مناطق مختلف بر یکدیگر تأثیرگذارند.

پس می‌توان اذعان کرد که اثرات فضایی، فرضیات رگرسیون خطی کلاسیک را با مشکل مواجه می‌سازد. به بیان دیگر؛ روش اقتصادسنجی متعارف که بر فروض گاوس مارکف استوار است، دو مشکل همبستگی فضایی پدیده‌های اقتصادی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد. بنابراین در چنین شرایطی، ضرورت دارد تا روش برآورد مناسبی انتخاب شود؛ که در این میان یک راه‌حل مناسب،

اقتصادسنجی فضایی است (Le Gallo,2014).

۲-۳.ناهمسانی فضایی

ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهدات در سطح مکان‌های جغرافیایی دارد.

۳-۳.مکان

تعیین مکان در اقتصادسنجی فضایی با دو منبع اطلاعاتی امکان‌پذیر است. در یک منبع، موقعیت در صفحه مختصات از طریق طول و عرض جغرافیایی مشخص شده فاصله هر نقطه در فضا یا فاصله هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه می‌کند. در این صورت مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند نسبت به آنهایی که از هم دورتر هستند باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. دومین منبع اطلاعات مکانی؛ مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. در این حالت واحدهایی که با هم رابطه همسایگی یا مجاورت یا مرز مشترک دارند نسبت به محل هایی که دور هستند باید وابستگی بالاتری را نشان دهند. این دو روش تعیین مکان از هم متفاوت نیستند و با نظر پژوهشگر ممکن است از هر دو منبع در یک مدل استفاده شود(Askari & Akbari, 2001).

در تحقیق حاضر از منبع دوم یعنی مجاورت استفاده شده است و در تشکیل ماتریس مجاورت برای کشورهای دارای مرز مشترک عدد ۱ و بدون مرز مشترک عدد صفر اختصاص داده شده است.

رابطه زیر فرم کلی معادله فضایی را نشان می‌دهد:

$$Y = PcY + X\beta + \varepsilon \quad (۲)$$

که در آن پارامتر P وابستگی فضایی در داده‌های نمونه‌ای را منعکس می‌کند که متوسط تأثیر مشاهدات همسایه بر مشاهدات بردارY را اندازه‌گیری می‌کند. متغیرهای توضیحی اضافی با X به مدل اضافه می شوند اکثر مطالعات با روش رگرسیون فضایی مدل فضایی خود را به روش ایستا برآورد می‌کنند اما Rios (۲۰۱۸) در مطالعه خود وقفه متغیر وابسته را در مدل وارد نموده و مدل رگرسیون فضایی را به روش پویا برآورد نموده است.

۴-۳. معرفی مدل

بنابر توضیحات فوق و با کمک مدل به کار گرفته شده در مطالعه ریوز که همان مدل توسعه یافته مطالعه بروک و تیلور است مدل زیر برای این پژوهش انتخاب شده است:

$$Y_{it} = \mu + \rho W \boldsymbol{Y}_t + \gamma \boldsymbol{Y}_{t-1} + \eta W \boldsymbol{Y}_{t-1} + \boldsymbol{X}_t \beta + W \boldsymbol{X}_t \theta + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (۳)$$

در معادله (۳)

Y_t یک بردار n×۱ شامل لگاریتم میانگین سرانه انتشار سالانه CO_2 اندازه گیری شده، برای بیش از پنج سال برای هر کشور i در یک نقطه مشخص از زمان t است.

X_t یک ماتریس n×k از متغیرهای برون زای اقتصادی – اجتماعی با پارامترهای پاسخ مربوط به خودش (β) و همسایه (θ) موجود در k×۱ بردار که فرض می شود بر سرانه انتشار گاز CO_2 تاثیر دارد و عبارتند از:

X_1 – نرخ رشد جمعیت

X_2–درجه باز بودن تجاری

X_3 – شاخص سرمایه انسانی

X_4 –شاخص دموکراسی

X_5– سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی

X_6 – سرمایه گذاری فیزیکی

X_8 –نرخ شهرنشینی (درصدی از جمعیت کل)

لازم به ذکر است که متغیرهای دیگری از جمله سرمایه گذاری مستقیم خارجی و نیروی کار در نظر گرفته شده بود که با توجه به فقدان آمارهای لازم بهترین تصریح مدل با ترتیب متغیرهای فوق انتخاب شد.

γ پارامتر پاسخ تاخیر متغیر وابسته Y_{t-1} است.

WY_t و WY_{t-1} اثرمتقابل درونزای حال و تاخیری متغیر وابسته را نشان می دهند.

ρ ضریب خود رگرسیون فضایی است.

W یک ماتریس n×n است که نحوه قرار گرفتن یا ترتیب فضایی کشورها در نمونه را توصیف می کند.

μ ($\mu=\mu 1,\ldots,\mu N$) یک بردار با اثرات ثابت کنترلی برای تمام کشورها است که حذف آن می تواند تخمین‌های مقاطع را اریب کند.

ε_t یک بردار اخلال که دارای توزیعی با میانگین صفر و واریانس s^2 است.

براوردگر به کار گرفته شده برای تخمین معادله فوق حداکثر درست نمایی تصییح خطا[۲] است.

استنباط مدل دوربین فضایی پویا در معادله (۳) باید بر پایه بیان مشتق جزئی و محاسبه اثرات مستقیم ،غیر مستقیم و کل باشد.

ماتریس اثرات کل کوتاه مدت با توجه به یک تغییر در تخمین زننده X_K عبارت است از:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial X_{t\ t}^{k}} = \left[(1-\rho w)^{-1}\right]\left[\mu + \beta^{(k)} + \theta^{(k)} w\right] \quad (۴)$$

اثرات کل بلند مدت عبارت است از

$$\frac{\partial Y_t}{\partial X_{t\ t}^{k}} = \left[(1-\gamma) I - (\rho+\eta) W\ \right]^{-1}\left[\mu + \beta^{(k)} + \theta^{(k)} w\right] \quad (۵)$$

در اینجا اثرات مستقیم (جملات قطری در معادلات ۴و۵) تاثیر انتشار CO_2 در i ناشی از یک واحد تغییر در متغیر برون زای X_k در i را نشان می دهد. اثر غیرمستقیم جملات غیر قطری می تواند به عنوان اثر یک تغییر در X_k در سایر کشورها ($i\neq j$) بر انتشار در کشور i تعبیر گردد.

سرانجام اثر کل جمع اثرات مستقیم و غیر مستقیم است

برای تحلیل همگرایی یا برآورد سرعت انتشار سرانه CO_2 از روش تصییح خطا (ECM) فرم ساختاری معادله (۱) استفاده می شود. برای این کار نیاز است در دو طرف معادله (۱) یک Y_{t-1} کم و یک ρWY_{t-1} اضافه شود تا به معادله (۴) برسیم.

$$\Delta Y_{it} = \mu + \rho W \Delta Y_t + (\gamma - 1) Y_{t-1} + (\eta + \rho) W Y_{t-1} + X_t \beta + W X_t \theta + \varepsilon_t \quad (۶)$$

از معادله (۶) می توان اثر همگرایی کل را بصورت معادله (۷) استخراج کرد.

$$\frac{\partial \Delta Y_t}{\partial Y_{t-1\ t}} = (1-\rho W)^{-1}\left[(\gamma-1) I + (\rho+\eta) W\ \right] \quad (۷)$$

و بعد سرعت همگرایی Ø به این صورت محاسبه شود:

$$\phi = \frac{-\ln(1+TCE)}{\tau} \quad (۸)$$

2.Bias-Corrected Quasi Maximum Likelihood Error Correction Model

در معادله (۸) T زمان بین t و t-1 را اندازه گیری می کند.

یک تفاوت با رویکردهای پویای غیرفضایی که ηوΘوρ در معادله (۱)) صفر فرض می شود این است که در چنین حالتی سرعت همگرایی با عبارت (۹) تعیین می گردد.

$$\phi = -\frac{\ln(\gamma)}{\tau} \quad (۹)$$

از این رو در مدل‌های غیرفضایی استنتاج سرعت همگرایی بسته به وقفه زمانی لگاریتم انتشار Y_{t-1} صرفا به براورد پارامتر γ وابسته است. بنابراین بازخوردهای مکانی–زمانی با ρ و η نشان داده می شوند و ترتیب ارتباط متقابل کشورها با W.

۵–۳.آمارهٔ I موران (Moran I)

برای بررسی و آزمون ضریب خودهمبستگی فضایی و معنی‌داری آن می‌توان از آماره‌های مختلف همچون آمارهٔ موران و آماره گری یا ضریب گری استفاده نمود .

آمارهٔ موران را برای متغیر X در خصوص مناطق مختلف می‌توان به صورت ذیل محاسبه نمود (Lee & Wong, 2001):

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}c_{ij}}{S^2 \sum^{n} \sum^{n} w_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{s^2 \sum^{n} \sum^{n} w_{ij}} \quad (۱۰)$$

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{j}(x_i-\bar{x})^2}{n} \quad (۱۱)$$

در روابط (۱۰) و (۱۱)، X_i و X_j مقادیر X در مورد مناطق (نمونه‌های) مختلف می‌باشد و S^2 واریانس نمونه است. W_{ij} موقعیت مجاورت i و j نسبت به یکدیگر و به عبارتی نوع ارتباط فضایی آن‌ها است که به عنوان ماتریس وزنی نیز نام برده می‌شود. ضریب موران بین ۱– تا ۱ متغیر است. عدد ۱– بیانگر تعامل فضایی منفی و عدد ۱ تعامل فضایی مثبت را نشان می‌دهد (Rafiei Darani & Ghorbani, 2014).

رابطه (۱۲)، ضریب‌های مورد انتظار آماره موران را نشان می‌دهد:

$$E(I) = \frac{-1}{n-1} \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲) مقادیر n نشان‌دهنده تعداد مناطق برای یک الگوی فضایی تصادفی است. مقادیر بزرگ‌تر از E(I) بیانگر الگوی خوشه‌ای و یا وجود خودهمبستگی مثبت؛ و مقادیر کمتر از E(I) نشان‌دهنده خودهمبستگی منفی (الگوی همسان و یا متفرق) است.

معنی‌داری آمارهٔ موران از طریق آزمون Z موردبررسی قرار می‌گیرد و مقدار Z استاندارد آمارهٔ موران از طریق رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود.

$$Z_I = \frac{I-E(I)}{VAR(I)} \quad (۱۳)$$

نکته قابل‌توجه این است که هنگامی‌که شاخص موران محاسبه می‌شود، ماتریس‌های وزنی فضایی مورد استفاده ماتریس‌های دوتایی و تصادفی هستند. البته، این امکان وجود دارد که انواع دیگری از ماتریس‌های وزنی به کار برده شود.

قبل از برآورد مدل به روش پنل پویای فضایی و بمنظور تصریح کامل مدل، ابتدا لازم است یک سری آزمون‌ها انجام گردد.

یکی از این آزمون‌ها که در مطالعات مبتنی بر داده‌های پنل اهمیت زیادی دارد آزمون همبستگی مقطعی است. پسران آزمونی برای بحث همبستگی مقطعی خطاها تحت عنوان CSD ارائه نموده است که برای مجموعه‌ای از مدل‌های پنل شامل پنل‌های ناهمگن، پویا، با ریشه واحد یا ایستا کاربرد دارد (Kohansal, 2018).

در صورت وجود همبستگی مقطعی یعنی ارتباط بین واحدهای مقطعی نمی توان از آماره‌های تشخیص ایستایی نظیر لین لوین چو و ایم پسران شین و هادری استفاده کرد و باید از تست تشخیص ایستایی پسران ۲۰۰۷ بنام CADF یا آماره CIPS استفاده نمود که این آزمون مشابه IPS است و فرضیه صفر آن وجود ریشه واحد و نامانایی ایستایی است.

علاوه بر این از روش پاگان برای آزمون واریانس ناهمسانی برای کشورهای مورد مطالعه استفاده می‌شود. برای تشخیص خودهمبستگی فضایی از آماره‌های موران و جری استفاده می شود. و نرم افزار مورد استفاده برای برآورد مدل و آزمون‌های مربوطه نرم افزار استاتا است.

۴. یافته‌های پژوهش

در این قسمت نتایج حاصل از برآورد مدل با توجه به الگوها و روش‌های معرفی شده در قسمت قبل بیان می‌شود. و سپس نتایج حاصل را از نظر اعتبار آماری و نیز مطابقت با تئوری‌ها بررسی نموده‌ایم. اما قبل از برآورد مدل لازم است یک سری آزمون‌های مقدماتی انجام شود که در ابتدا آماره‌های توصیفی مدل در قسمت زیر معرفی می‌گردد.

۴-۱. آماره‌های توصیفی

قبل از برآورد مدل لازم است یک سری آزمون‌های مقدماتی انجام شود که در ابتدا آماره‌های توصیفی مدل در جدول زیر معرفی می‌گردد.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی مأخذ: یافته‌های پژوهش

نماد متغیر	نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف استاندارد	حداقل مقدار	حداکثر مقدار
Y	انتشار سرانه دی اکسید کربن	۳۲۳	۹/۵۵۶۰	۹/۸۱۵۱	۰/۲۵۷۲	۴۷/۶۹۹۹
X_1	نرخ رشد جمعیت	۳۲۳	۱۰/۴۶۲۰	۳۳/۳۶۷۷	-۴/۵۳۳۴	۱۹۱/۸۷۳
X_2	درجه باز بودن تجاری	۳۲۳	۸۷/۰۸۳۴	۵۱/۵۹۸۹	۱/۱۵۳۹	۳۴۷/۹۹۷
X_8	نرخ شهرنشینی	۳۲۳	۷۳/۷۹۰۵	۱۷/۸۶۹۱	۲۸/۳۹	۱۰۰
X_4	دموکراسی	۳۲۳	-۵/۴۰۵۵	۲۱/۹۰۳۳	-۸۸	۷
X_5	سهم صنعت در GDP	۳۲۳	۴۲/۱۷۱۸	۱۸/۳۰۷۲	۱/۸۹۰۰	۸۷/۷۹۶۹
X_6	سرمایه گذاری فیزیکی	۳۲۳	۱/۰۳e+۰۸	۴/۲۱e+۰۸	-۵۳۷۶/۳۲	۲/۳۰e+۰۹

۴-۲. آزمون هم خطی

اصولاً هم خطی بین متغیرها، به‌وسیله آماره‌های عامل تورم واریانس[3] (VIF) و تلورانس (1/VIF) بررسی می‌گردد که نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. این شاخص، شدت هم‌خطی چندگانه را در رگرسیون ارزیابی می‌کند و نشان می‌دهد که چه مقدار از تغییرات مربوط به ضرایب برآوردشده به خاطر مشکل هم‌خطی بیم متغیرها افزایش یافته است. اگر آماره VIF به عدد یک نزدیک باشد نشان‌دهنده عدم وجود هم‌خطی است. همچنین اگر مقدار VIF بزرگ‌تر از عدد ۱۰ باشد هم‌خطی در رگرسیون موجود است و بایستی مرتفع گردد. نتایج جدول (۲) گویای عدم هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی الگو است؛ زیرا مقدار عددی کل آماره VIF برای تمام متغیرها برابر با ۱/۲۰ بوده و کمتر از عدد ۱۰ (و در برخی منابع، کمتر از عدد ۵ نیز به عنوان عدم هم‌خطی ارائه شده) است.

۴-۳. مجاورت فضایی

قلمرو مکانی این پژوهش کشورهای منطقه خاور میانه و شمال آفریقا (منا)، شامل ۱۹ کشور می باشد که عبارتند ایران، الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، عراق، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مراکش، عمان، فلسطین اشغالی، قطر، عربستان، سوریه، تونس، امارات و یمن است. در جدول (۳) سعی شده است خلاصه‌ای از ماتریس وزنی فضایی در تحقیق حاضر بیان شود. همان‌گونه که نتایج جدول (۳) بیان می‌کند،

3.Variance Inflation Factor(VIF)

ماتریس مجاورت تشکیل‌شده در تحقیق، دارای ابعاد ۱۹*۱۹ بود و به عبارتی کل سطر و ستون‌های آن برابر با ۱۰۱ آرایه است. همچنین حداقل همسایگی برای هر کشور برابر با ۲ همسایگی بوده و این بدین معنی است که کمترین همسایگی برابر با حداقل دو کشور است. از طرفی بیشترین همسایگی برابر با ۱۱ بوده است و نشان می‌دهد که بیشترین همسایه‌ها برای یک کشور برابر با۱۱بوده، به عبارتی یکی از کشورها با ۱۱ کشور اطراف خود همسایه بوده است. همچنین به طور میانگین هر کشور موردبررسی با ۵/۳۱۵۷ کشور (حدوداً ۵ کشور) اطراف خود دارای همسایگی بوده است.

جدول ۲. آزمون هم خطی مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیرها	عامل تورم واریانس	تلورانس
X_1	۱/۳۱	۰/۷۵۳۷
X_2	۱/۳۳	۰/۷۲۰۶
X_8	۱/۲۶	۰/۷۹۰۹
X_4	۱/۰۶	۰/۹۴۶۵
X_5	۱/۰۸	۰/۹۲۶۲
X_6	۱/۰۶	۰/۹۴۰۳
میانگین VIF	۱/۲۰	–

جدول ۳. مشخصات ماتریس وزنی فضایی مأخذ: یافته‌های پژوهش

ابعاد ماتریس	۱۹*۱۹
کل سطر و ستون	۱۰۱
کمترین مقدار	۲
میانگین	۵/۳۱۵۷
بیشترین مقدار	۱۱

بعد از تشکیل ماتریس وزنی فضایی، می‌توان مدل‌های پانل فضایی مرتبط با تحقیق را مورد بررسی قرار داد که در مرحله اول، لازم است با استفاده از آزمون هاسمن؛ ثابت بودن یا تصادفی بودن اثرات را در پانل فضایی را آزمون نمود که در بخش زیر به آن اشاره شده است.

۴-۴.آزمون هاسمن

نتایج آزمون هاسمن در جدول (۴) بیان شده است. همان‌گونه که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، با توجه به این که آماره احتمال آزمون هاسمن برابر با ۰/۸۱۸۸ به دست آمده است (آماره کای دو برابر با ۳/۶۵ شده) و مقدار عددی آن از ۵ درصد بیشتر است؛ فرضیه صفر پذیرفته شده است و می‌توان بیان کرد که تخمین مدل پانل فضایی با روش اثرات تصادفی کارآتر از روش اثرات ثابت است.

۵-۴.آماره تشخیص خودهمبستگی فضایی

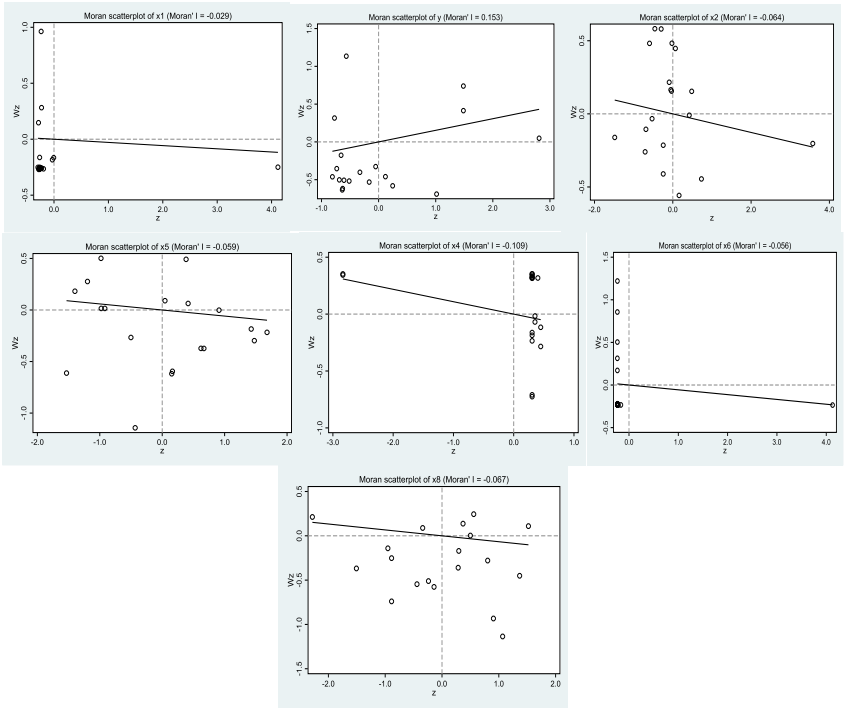
در توضیح بیشتر وابستگی فضایی می‌توان گفت که برخی از پدیده‌ها در مکانی مانند i تحت تأثیر صرف عوامل درون منطقه‌ای i نیست، بلکه تحت تأثیر عوامل دیگری که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است؛ قرار می‌گیرند. اگر تأثیرگذاری فضایی مثبت باشد و افزایش یک متغیر در یک منطقه باعث افزایش همان متغیر در مناطق همجوار گردد، این نوع همبستگی را خودهمبستگی فضایی مثبت می‌نامند و از طرفی اگر وجود متغیر تأثیر منفی بر همان متغیر در مناطق همجوار داشته باشد، خودهمبستگی را خودهمبستگی فضایی منفی می‌گویند.

جدول ۴. آزمون تأیید و تصریح الگو مأخذ: یافته‌های پژوهش

محاسبه	متغیرها	ضرایب		اختلاف(b -B)
		(b) اثرات تصادفی	(B) اثرات ثابت	
(محاسبه قسمت اول)	X1	۰/۰۶۳۸	۰/۰۶۱۷	۰/۰۰۲۰
	X2	۰/۰۰۰۶	−۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۱
	X8	۰/۱۵۴۲	۰/۱۱۵۸	۰/۰۳۸۴
	X4	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۵۳	۰/۰۰۰۰
	X5	۰/۰۳۱۸	۰/۰۲۲۷	۰/۰۰۹۰
	X6	۳/۶۶e−۱۰	۵/۳۷e−۱۰	−۱/۷۱e−۱۰
(محاسبه قسمت دوم)	rho	۰/۴۷۱۰	۰/۴۷۵۲	−۰/۰۰۴۲
(محاسبه قسمت سوم)	sigma2_e	۲/۱۲۲۰	۱/۹۸۹۳	۰/۱۳۲۶
آماره خی دو (chi^2)				) = ۳/۶۵chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B
سطح معنی‌داری (Prob)				۰/۸۱۸۸ Prob > chi2 =

۶-۴.آماره موران

شکل (۱) به ترتیب نمودار آمارهٔ موران را برای متغیر وابسته تحقیق (Y) و متغیرهای X1، X2، X8، X4، X5 و X6 نشان می‌دهند. همان‌گونه که شکل (۱) نشان می‌دهد؛ مقدار آمارهٔ موران برای متغیر وابسته (Y) برابر با ۰/۱۵۳ شده است، مقدار مثبت آن بیانگر این است که افزایش متغیر وابسته در یک منطقه باعث افزایش همان متغیر در مناطق همجوار خود گردیده و موجب تشکیل خودهمبستگی فضایی از نوع مثبت شده است.



شکل ۱. نمودار آمارهٔ موران برای متغیر وابسته (Y) و سایر متغیرهای توضیحی مأخذ: محاسبات محقق

برای سایر متغیرهای توضیحی در تحقیق شامل متغیرهای X_1، X_2، X_8، X_4، X_5 و X_6 مقادیر آمارهٔ موران به ترتیب برابر با ۰/۰۲۹−، ۰/۰۶۴−، ۰/۰۶۷−، ۰/۱۰۹−، ۰/۰۵۹− و ۰/۰۵۶− شده است و با توجه به منفی بودنشان بدین معنا هستند که این دسته از متغیرها تأثیر

منفی بر همان متغیر هم نوع خودشان در مناطق همجوار (همسایه) خواهند داشت. اساساً می‌توان بیان داشت که خودهمبستگی فضایی متغیرهای X_1، X_2، X_8، X_4، X_5 و X_6 با یکدیگر از نوع خودهمبستگی فضایی منفی است.

۴-۷.آزمون‌های الزامی در مدل‌های پانل فضایی

در این قسمت آزمون‌های ضروری در مدل‌های پانل فضایی برای تصمیم گیری درخصوص انتخاب بهترین مدل از بین مدل‌های خطای فضایی (SEM)، دوربین فضایی (SDM) و مدل وقفه فضایی (SAR) انجام شده است که نتیجه آن انتخاب مدل وقفه فضایی به عنوان مناسب ترین مدل است.

۴-۸.آزمون وابستگی فضایی میان جمله‌های خطا برای انتخاب مدل خطای فضایی (SEM)

با توجه به نتایج جدول (۵)؛ آماره کای دو (chi^2) و سطح معنی‌داری (Prob) به ترتیب برابر با ۸۳/۹۶ و ۰/۰۰۰۰ شده است و فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن وابستگی فضایی میان جمله‌های خطا در هر دو قسمت فضایی و ضرایب عادی؛ رد شده است. به بیان دیگر می‌توان نتیجه گرفت که الگوی SEM الگوی مناسبی جهت برآورد نتایج نمی‌باشد.

جدول ۵. آزمون وابستگی فضایی مأخذ: یافته‌های پژوهش

معادله (۱)	$[Wx]x_1$= -[Spatial]rho*[Main]x_1
معادله (۲)	$[Wx]x_2$ = -[Spatial]rho*[Main]x_2
معادله (۳)	$[Wx]x_8$ = -[Spatial]rho*[Main]x_8
معادله (۴)	$[Wx]x_4$ = -[Spatial]rho*[Main]x_4
معادله (۵)	$[Wx]x_5$ = -[Spatial]rho*[Main]x_5
معادله (۶)	$[Wx]x_6$ = -[Spatial]rho*[Main]x_6
آماره کای دو (chi^2)	۸۳/۹۶ chi2(6) =
سطح معنی‌داری (Prob)	۰/۰۰۰۰ Prob > chi2 =

اکنون با توجه به نتایج جدول شماره (۵) و عدم پذیرش الگوی (SEM)؛ بهتر است از الگوهای دیگر از جمله مدل دوربین فضایی (SDM) استفاده کرد که آن هم مبنی بر آزمون‌هایی از جمله آزمون دامنه میان چارکی است که در قسمت زیر بدان اشاره گردیده است.

۴-۹.آزمون دامنه میان چارکی برای انتخاب مدل دوربین فضایی (SDM)

برای آزمون ناهمسانی فضایی از آزمون دامنه میان چارکی متغیرها استفاده شده است. نتایج برای هریک از متغیرهای مورد بررسی؛ در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون دامنه میان چارکی مأخذ: یافته‌های پژوهش

درصدی از داده‌ها	مقدار محاسبه شده بر حسب صدک برای متغیر X_1	مقدار محاسبه شده بر حسب صدک برای متغیر X_2	مقدار محاسبه شده بر حسب صدک برای متغیر X_8
٪۱	-۳/۰۹۷۲	۲/۶۴۲۷	۳۰/۰۵۱
٪۵	۰/۶۱۱۳	۷/۷۷۵۹	۳۷/۹۰۸
٪۱۰	۱/۰۰۹۶	۴۳/۱۹۱۳	۴۳/۰۷۳
٪۲۵	۱/۳۵۹۲	۵۹/۱۶۲۱	۶۲/۴۵۳
٪۵۰	۱/۹۸۴۸	۸۱/۷۷۲۳	۷۷/۰۶۴
٪۷۵	۳/۳۹۷۶	۹۹/۶۲۱	۸۸/۲۶۶

میانگین	۱۰/۴۶۲۰	۸۷/۰۸۳۴	۶۳/۷۹۰۵
انحراف استاندارد	۳۳/۳۶۷۷	۵۱/۵۹۸۹	۳۲/۸۶۹۱
دو برابر انحراف استاندارد	۶۶/۷۳۵۵	۱۰۳/۱۹۷۸	۶۵/۷۳۸۲
درصدی از داده‌ها	مقدار محاسبه شده بر حسب صدک برای متغیر X_4	مقدار محاسبه شده بر حسب صدک برای متغیر X_5	مقدار محاسبه شده بر حسب صدک برای متغیر X_6
٪۱	−۸۸	۱۳/۵۹۴۵	۳۰۹/۸۲۲
٪۵	−۷۷	۱۵/۵۷۱۵	۲۱۴۰/۵۲
٪۱۰	۰	۱۷/۵۹۶۴	۴۶۱۸/۱۸
٪۲۵	۰	۲۶/۱۵۳۹	۱۳۹۵۷/۱
٪۵۰	۰	Jan-43	۲۶۵۴۲۶
٪۷۵	۲	۵۷/۱۷۵۸	۱۱۰۰۰۰۰
میانگین	−۵/۴۰۵۵	۳۶/۱۷۱۸	۳/۰۳e+۰۸
انحراف استاندارد	۲۱/۹۰۳۳	۱۸/۳۰۷۲	۴/۲۱e+۰۸
دو برابر انحراف استاندارد	۴۳/۸۰۶۷	۳۶/۶۱۴۵	۸/۴۲۰e+۰۸

با توجه به نتایج مندرج در جدول (۶)، برای تمامی متغیرهای تحقیق، مقدار چارک پایین و بالای برآورد شده و همچنین مقدار میانگین هر متغیر، از دو برابر انحراف معیار میانه آن متغیر، کوچک‌تر است که این نتایج دلالت بر نبود ناهمسانی فضایی می‌باشد. به بیان دیگر با توجه به اینکه برای همه متغیرها، میانگین همواره کمتر از دو برابر انحراف معیار است؛ لذا ناهمسانی فضایی در متغیرهای موردبررسی وجود ندارد. لذا به کارگیری مدل دوربین فضایی (SDM) ضروری به نظر نمی‌رسد.

۱۰-۴.آزمون والد برای سنجش وابستگی وقفه‌ی فضایی در مدل SAR (انتخاب بین مدل SAR و SDM)

در جدول (۷) نتایج آزمون والد برای سنجش وابستگی وقفه‌ی فضایی در مدل SAR ارائه شده است.

جدول ۷. آزمون والد مأخذ: یافته‌های پژوهش

معادله (۱)	۰ = $[Wx]x_1 - [Wx]x_2$
معادله (۲)	۰ = $[Wx]x_1 - [Wx]x_8$
معادله (۳)	۰ = $[Wx]x_1 - [Wx]x_4$
معادله (۴)	۰ = $[Wx]x_1 - [Wx]x_5$
معادله (۵)	۰ = $[Wx]x_1 - [Wx]x_6$
معادله (۶)	۰ = $[Wx]x_1$
آماره کای دو (chi^2)	۲/۳۰ = $chi^2(5)$
سطح معنی‌داری (Prob)	۰/۶۳۹۲ = Prob > chi^2

بنابراین با توجه به آماره کای دو (chi2) و سطح معنی‌داری (Prob) که به ترتیب برابر با ۲/۳۰ و ۰/۶۳۹۲ شده است؛ می‌توان اذعان کرد که در این مرحله از برآورد الگوی تحقیق؛ مدل فضایی با وقفه فضایی (SAR) نسبت به مدل دوربین فضایی (SDM) مناسب‌تر است.

۱۱-۴. آزمون خودهمبستگی فضایی

یکی از مهم‌ترین آزمون‌هایی که در برآورد رگرسیون فضایی لازم است، آزمون خودهمبستگی فضایی[4] است. نتایج آزمون، وجود و نوع خودهمبستگی فضایی در الگوی تحقیق در جدول (۸) ارائه گردیده است.

جدول ۸. آزمون خودهمبستگی فضایی مأخذ: یافته‌های پژوهش

نام آماره	مقدار عددی	احتمال	مقدار احتمال
Ho: Error has No Spatial Autocorrelations Ha: Error has Spatial Autocorrelations			فرضیه صفر و مقابل:
GLOBAL Moran MI	۰/۰۹۰۸	P-Value > Z (۲/۷۹۶)	۰/۰۰۵۲
GLOBAL Geary GC	۰/۶۱۴۰	P-Value > Z (-۳/۳۵۴)	۰/۰۰۰۸
GLOBAL Getis-Ords GO	-۰/۴۸۲۵	P-Value > Z (-۲/۷۹۶)	۰/۰۰۵۲
Moran MI Error Test	۰/۶۹۵۶	P-Value > Z (۲۰/۷۷۳)	۰/۴۸۶۷
LM Error(Burridge)	۶/۱۳۰۴	P-Value > Chi2(1)	۰/۰۱۳۳
LM Error(Robust)	۶/۴۵۸۹	P-Value > Chi2(1)	۰/۰۱۱۰
Ho: Spatial Lagged Dependent Variable has No Spatial Auto Correlation Ha: Spatial Lagged Dependent Variable has Spatial Auto Correlation			فرضیه صفر و مقابل:
LM Lag(Anselin)	۴/۰۰۰۲	P-Value > Chi2(1)	۰/۰۸۷۹
LM Lag(Robust)	۴/۳۲۸۷	P-Value > Chi2(1)	۰/۰۶۶۴
Ho: No General Spatial Auto Correlation Ha: General Spatial Auto Correlation			فرضیه صفر و مقابل:
LM SAC (LM Err + LM Lag R)	۶/۴۵۹۱	P-Value > Chi2(2)	۰/۰۳۹۶
LM SAC (LM Lag + LM Err _R)	۶/۴۵۹۱	P-Value > Chi2(2)	۰/۰۳۹۶

به طور کلی در نتایج جدول (۸) (آزمون خودهمبستگی فضایی) نشان می‌دهند که هم اثر خودهمبستگی فضایی و هم اثر وقفه فضایی وجود دارد و باید در تصریح الگو موردتوجه قرار گیرد. لذا برای آزمون این دو اثر با هم، از آزمون LM SAC استفاده شده است. به بیان دیگر برای تعیین نوع تصریح خودهمبستگی فضایی در الگو، از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده شده. که نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهند که برای هر دو گروه آزمون‌های Robust LM Error و Robust LM Lag، فرضیه مقابل، یعنی وجود خودهمبستگی بین جملات خطا و وجود وقفه فضایی متغیر وابسته مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در نتیجه با لحاظ این دو اثر با هم در این روش، الگوی مناسب الگویی است که بتواند وقفه فضایی و خودهمبستگی را لحاظ کند که با توجه به اهداف تحقیق حاضر؛ مدل پانل پویای فضایی به روش SAR مناسب‌تر است. زیرا در این روش هر دو اثر خودهمبستگی و وقفه فضایی در مدل لحاظ می‌گردد.

۱۲-۴.برآورد مدل

با توجه به نتایج آزمون‌های انجام‌شده در قسمت‌های قبل (اعم از آزمون والد، آزمون وابستگی فضایی میان جملات خطا و آزمون دامنه میان چارکی) به کار گیری الگوی خودرگرسیونی فضایی (SAR) جهت برآورد مدل پانل پویای فضایی در تحقیق حاضر مناسب‌ترین روش بنظر می‌رسد.

نتایج خروجی الگوی خودرگرسیونی فضایی (SAR) در مدل پانل پویای فضایی در جدول (۹) ارائه گردیده است.

4. General Spatial Autocorrelation

جدول ۹. برآورد مدل مأخذ: یافته‌های پژوهش

نماد متغیر	عنوان متغیر	ضرایب	انحراف استاندارد	آماره t	|P>|t
وقفه متغیر Y	سرانه انتشار دی اکسیدکربن دوره گذشته	۰/۸۰۴۷	۰/۰۵۳۶	۱۵/۰۰	۰/۰۰۰
وقفه فضایی متغیر Y	سرانه انتشار دی اکسیدکربن دوره گذشته	۰/۲۸۳۹	۰/۰۸۹۲	۳/۱۸	۰/۰۰۲
X_1	تراکم جمعیت	۰/۰۱۴۴	۰/۰۰۸۵	۱/۶۹	۰/۰۹۱
X_2	درجه باز بودن تجاری	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۲۹	۲/۰۸	۰/۰۳۹
X_8	درصد شهرنشینی نسبت به کل جمعیت	۰/۰۵۷۸	۰/۰۲۶۹	۲/۱۵	۰/۰۳۳
X_4	دموکراسی	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۶	۰/۲۰	۰/۸۴۱
X_5	سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی	۰/۰۱۲۸	۰/۰۰۳۹	۳/۲۷	۰/۰۰۱
X_6	سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی	۵/۰۶e−۱۰	۳/۷۰e−۱۰	۱/۳۷	۰/۱۷۲
μ	عرض از مبدأ	−۵/۷۳۱۱	۲/۳۸۲۱	−۲/۴۱	۰/۰۱۷

همان‌گونه که این جدول نشان می‌دهد، متغیر وابسته تحقیق یعنی انتشار سرانه دی اکسیدکربن (Y) با یک وقفه وارد مدل و مقدار آماره احتمال و ضریب آن به ترتیب برابر با ۰/۰۰۰ و ۰/۸۰۴۷ گردیده که بیانگر معنی‌دار بودن (در سطح ۵ درصد) تاثیرمتغیر وابسته با وقفه (Y_{t-1}) بر روی متغیر وابسته (Y) در دوره جاری است. به عبارتی افزایش یک درصدی متغیر وابسته دوره گذشته موجب افزایش ۰/۸۰۴۷ درصد متغیر وابسته در دوره جاری خواهد شد. بدین ترتیب به لحاظ آماری تأثیر متغیر وابسته تأخیری بر متغیر وابسته تأیید شد.

همچنین در نتایج برآوردی جدول (۹) یکی از پارامترهای مهم فضایی، متغیر وقفه فضایی یا ρ است که مقدار برآوردی آن، مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد بنابرین بر اساس نتایج برآورد مدل، انتشار دی اکسید کربن در کشور i منجر به افزایش انتشار این گاز در کشورهای مجاور کشور i می شود یا بعبارتی بخشی از آلودگی هوا یا اثر گلخانه‌ای ناشی در هریک کشورهای منطقه نشأت گرفته از کشور همجوار می باشد که با افزایش فاصله یا عدم همسایگی این اثر کمتر می‌شود. بدین‌ترتیب اثر سرریز فضایی آلودگی به‌عنوان یک جنبه مهم از ارزیابی آثار زیست‌محیطی فعالیت‌های اقتصادی تأیید می‌شود چرا که بعضی پدیده‌های محیطزیستی از جمله آلودگی هوا یا انتشار گازهای آلاینده در جو اثر فضایی دارند یعنی نمی توان این پدیده را در یک منطقه بدون در نظر گرفتن سرریزهای سایر مناطق در نظر گرفت و می‌بایست موضوع وابستگی فضایی مدنظر قرار گیرد که در کنار مبانی نظری،بر اساس نتایج این تحقیق از نظر آماری هم اثر سرریز فضایی انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای منطقه تأیید شد.

بر اساس نتایج جدول (۹) و با توجه به معنی‌داری متغیرها؛ سایر متغیرهای توضیحی X_1، X_2، X_8 و X_5 یعنی به ترتیب تراکم جمعیت (در سطح ۱۰ درصد معنی‌داری)، درجه باز بودن تجاری، درصد شهرنشینی و سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی دارای اثرات مثبت (با توجه به علامت ضرایب) و معنی‌دار هستند و میتوان چنین نتیجه گرفت که افزایش هریک از این عوامل موجب افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن خواهد شد. اما متغیرهای X_4 و X_6 یعنی به ترتیب دموکراسی و سرمایه گذاری فیزیکی از نظر آماری اثر معنی‌داری بر انتشار دی اکسیدکربن ندارند.

۱۳-۴. بررسی فرضیه همگرایی

علاوه بر نتایج رگرسیون پانل پویای فضایی در جدول (۸)، همچنین در جدول (۱۰) نتایج اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای توضیحی (بدون وقفه متغیر وابسته) بر روی متغیر وابسته (انتشار دی اکسیدکربن) ارائه شده است. جهت تفسیر نتایج جدول (۱۰)، متغیر درجه باز بودن تجاری X_2 به عنوان مثال مورد تفسیر قرار می‌گیرد. برای متغیر X_2 می‌توان بیان داشت که اثرات کوتاه‌مدت آن بر روی متغیر وابسته، به صورت مثبت (علامت ضرایب) است و اثر مستقیم آن برابر با ۰/۰۰۸۹ و غیرمستقیم آن برابر با ۰/۰۰۱۹ است که مجموع آن‌ها برابر با اثر کل کوتاه‌مدت یعنی ۰/۰۱۰۹ شده است. بنابراین به طورکلی اثر کوتاه‌مدت متغیر X_2 بر روی متغیر وابسته، مثبت خواهد بود. از طرفی اثرات بلندمدت آن به صورت مستقیم، مثبت (۰/۰۱۱۴) و به صورت غیرمستقیم، منفی (۰/۰۱۵۹-) است که مجموع آن‌ها اثر کل بلندمدت

را تشکیل می‌دهد که برابر با ۰/۰۰۴۵- است. به بیان دیگر در بلندمدت اثر کل متغیر X_2 بر روی متغیر و ابسته، منفی خواهد بود. برای سایر متغیرها نیز تفاسیر به همین صورت است که جهت رعایت اختصار فقط به یک متغیر اکتفا شد.

بدین‌ترتیب بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش، اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در دراز مدت به سمت کاهش میل می‌کند که می‌توان نتیجه گرفت مفهوم همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن در دوره مورد بررسی در کشورهای منطقه منا تأیید می‌شود به عبارتی این کشورها در بلند مدت در جهت کاهش انتشار دی اکسیدکربن حرکت کرده اند.

جدول ۱۰. نتایج اثرات کوتاه و بلندمدت مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیرها	اثرات کوتاه‌مدت			اثرات بلندمدت		
	مستقیم	غیرمستقیم	اثرات کل	مستقیم	غیرمستقیم	اثرات کل
X_1	-۰/۰۱۰۸	-۰/۰۰۲۳	-۰/۰۱۳۲	-۰/۰۲۰۸	۰/۰۲۶۳	۰/۰۰۵۴
X_2	۰/۰۰۸۹	۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۰۹	۰/۰۱۱۴	-۰/۰۱۵۹	-۰/۰۰۴۵
X_8	۰/۶۱۷۴	۰/۱۳۲۱	۰/۷۴۹۶	۰/۸۲۱۲	-۱/۱۳۱۳	-۰/۳۱۰۰
X_4	۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۲۲	۰/۰۱۲۹	۰/۰۱۳۶	-۰/۰۱۹۰	-۰/۰۰۵۳
X_5	۰/۰۶۵۱	۰/۰۱۳۹	۰/۰۷۹۰	۰/۰۸۹۴	-۰/۱۲۲۱	-۰/۰۳۲۷
X_6	-۵/۸۸e-۱۰	-۱/۲۰e-۱۰	-۷/۰۸e-۱۰	-۹/۹۴e-۱۰	۱/۲۹e-۹	۲/۹۸e-۱۰

جدول (۱۱) نتایج اثرات نهایی و کشش‌ها را در پانل پویای فضایی ارائه می‌دهد. اثر نهایی یکی از معیارها برای تعیین مقدار تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته می‌باشد. با توجه به نتایج جدول (۱۱)، به ازای یک واحد (درصد) تغییر در وقفه متغیر Y، متغیر وابسته به اندازه ۰/۸۰۴۷ (درصد) واحد تغییر می‌کند. این بدین معناست که متغیر وابسته سال t متأثر از این متغیر در دوره گذشته است.

اثر وقفه فضایی متغیر Y بر روی خود متغیر وابسته برابر با ۰/۲۸۳۹ درصد بوده است که دارای دو نکته حائز اهمیت است:

اول) مقدار عددی آن کمتر از مقدار عددی وقفه متغیر Y است (۰/۲۸۳۹ < ۰/۸۰۴۷) و این بدین معنا است که اثرگذاری وقفه متغیر وابسته از وقفه فضایی متغیر وابسته، بر روی Y بیشتر است.

دوم) وقفه فضایی متغیر وابسته بیانگر این است که کشورهای همسایه بر روی یکدیگر (با یک وقفه همسایگی) اثرگذار هستند و افزایش یک واحدی (یک درصدی) در متغیر وابسته؛ به میزان ۰/۲۸۳۹ واحد (درصد) کشور همسایه دیگر را مورد تأثیر قرار می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج اثرات نهایی و کشش مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیرها	اثرات نهایی	کشش‌ها	میانگین
وقفه متغیر Y	۰/۸۰۴۷	۰/۸۰۴۷	۹/۵۵۵۲
وقفه فضایی متغیر Y	۰/۲۸۳۹	۰/۲۸۳۶	۷/۱۸۸۷
X_1	۰/۰۱۴۵	۰/۰۱۵۸	۱۰/۴۶۲۱
X_2	۰/۰۰۶۱	۰/۰۵۵۶	۸۷/۰۸۳۵
X_8	۰/۰۵۷۸	۰/۴۴۶۷	۷۳/۷۹۰۵
X_4	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۲	-۵/۴۰۵۶
X_5	۰/۰۱۲۹	۰/۰۵۶۸	۴۲/۱۷۱۸
X_6	۵/۰۶e-۱۰	۰/۰۰۵۴	۱۰۲۶۰۱۹۰۷/۲۶

همچنین طبق نتایج جدول (۱۱)؛ افزایش یک واحدی (یک درصدی) در متغیر X_1، موجب افزایش ۰/۰۱۴۵ واحدی (درصدی) بر روی متغیر وابسته خواهد شد. به همین ترتیب برای سایر متغیرهای توضیحی دیگر شامل X_2، X_8، X_4، X_5 و X_6 به ترتیب افزایش یک واحدی (یک درصدی) در آن‌ها؛ موجب افزایش ۰/۰۰۶۱، ۰/۰۵۷۸، ۰/۰۰۰۳، ۰/۰۱۲۹ و ۵/۰۶e-۱۰ واحدی (درصدی) بر روی متغیر وابسته می‌گردد.

۵. بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر سه مسئله اصلی را بررسی نموده است:

۱. نحوه تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر انتشار دی اکسیدکربن شامل متغیرهای جمعیت، شهرنشینی، دموکراسی، باز بودن تجاری، سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری که مثبت، منفی یا بی‌معنی بودن این اثرات با آزمون‌های اقتصاد سنجی بررسی شده است.

۲. اثر سرریز فضایی آلودگی، به عبارتی تاثیرپذیری میزان دی اکسیدکربن منتشر شده در محیطزیست کشورها از کشورهای همسایه به روش پانل فضایی پویا بررسی شده است.

۳. موضوع همگرایی انتشار سرانه دی اکسیدکربن در قالب فرضیه همگرایی با بررسی اثرات کوتاه مدت، بلند مدت و کل بررسی شده است.

اکنون با استناد به نتایج حاصل از برآورد مدل و آزمون‌های انجام شده و با مراجعه به مبانی نظری موجود در رابطه با موضوع تحقیق به بحث و نتیجه گیری در خصوص سه مسئله فوق می‌پردازیم.

افزایش جمعیت و نسبت شهرنشینی از طریق افزایش مصرف انرژی برق، گاز و بنزین، حمل و نقل شهری و سایر مصارف سوخت‌های فصیلی باعث شده تا انتشار گاز دی اکسیدکربن در شهر ها بطور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از روستاها باشد؛ نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می دهد که به ازای هر یک درصد تراکم جمعیت ۱/۴۴ درصد انتشار سرانه دی اکسید کربن در کشورهای مورد مطالعه افزایش می‌یابد و به ازای هر یک درصد رشد نسبت شهرنشینی ۵ درصد دی اکسید کربن در جو افزایش می یابد. اما پژوهش‌های انجام شده نتایج متفاوتی به دست آورده‌اند؛ Tamizi(۱۳۹۷)، Mozafari(۱۳۹۸) و Roozitalab (۱۳۹۶) و Sarvar(۲۰۱۹) اثر شهرنشینی بر انتشار دی اکسیدکربن در منطقه مورد بررسی خود را مثبت به دست آورده‌اند در حالی که (Karimi and Salehnia) (۱۴۰۰) جمعیت را مثبت ولی شهر نشینی را بی‌معنی به دست آورده‌اند. .Lee(۲۰۲۲) و همکاران اثر شهرنشینی در مناطق مختلف چین را متفاوت و Wang(۲۰۲۰) رابطه شهرنشینی با انتشار دی اکسیدکربن در چین را منفی به دست آورده است.

در خصوص نقش درجه باز بودن تجاری با توجه به ساختار اقتصادی و صنعتی کشورهای مورد بررسی در این تحقیق، واردات کالاهای آلاینده و صنایع فرسوده و دست دوم از کشورهای صنعتی می‌توان اثر مثبت درجه باز بودن تجاری بر انتشار دی اکسیدکربن را توجیه نمود. مطالعاتی که نقش با زبودن تجاری در انتشار دی اکسیدکربن را بررسی نموده‌اند زیاد نیستند اما برخی مانند Bahrami (۲۰۱۹) و Roozitalab (۲۰۱۷) رابطه مثیت بدست آورده‌اند و برخی مانند Parvizkhanloo (۲۰۲۰) اثر باز بودن تجاری بر انتشار دی اکسیدکربن را بی‌معنی به دست آورده است. Asghari و Ameli (۲۰۱۱) معتقدند زمانی که موانع تجاری کاهش می‌یابد صنایعی با شدت آلودگی از کشورهایی با قوانین شدید زیست‌محیطی به کشورهایی با قوانین سست و ضعیف انتقال خواهد یافت. .Fatahi و همکاران (۲۰۲۱) بر اساس نتایج پژوهش خود معتقدند کشورهای منا می‌توانند محلی برای جانمایی صنایع آلوده‌کننده در جهان باشند و نبود قوانین و مقررات زیست‌محیطی مثل مالیات سبز در این کشورها، این منطقه را به هدف انتقال صنایع آلاینده در برنامه‌ریزی کشورهای توسعه یافته تبدیل کرده است.در تحقیق ما به ازای هر یک درصد افزایش درجه باز بودن تجاری ۰٫۶ درصد انتشار سرانه دی اکسید کربن افزایش می‌یابد و به لحاظ آماری این ضریب با معنی است به لحاظ تئوری نیز با توجه به مطالعات انجام شده می توان گفت این رابطه معنی دار است.

زیرساخت‌های نامناسب صنعت، ضعف در سیستم حمل و نقل و عدم مطابقت کامل آن با استانداردهای محیطزیستی، تولید برق از طریق سوخت‌های فسیلی و ضعف قوانین در برابر پیامدهای جانبی منفی فعالیت‌های اقتصادی از جمله عواملی هستند که اثر مثبت سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای مورد مطالعه را به لحاظ نظری تأیید می‌کند همچنین تحقیقات متنوعی انجام شده است که این موضوع را تأیید می کند..Mirzaei و همکاران (۲۰۲۰) بر اساس نتایج تحقیق خود ساختار صنعتی کشورهای منا را آلوده‌کننده محیطزیست برآورد نموده است. در پژوهش حاضر نیز به ازای هر یک درصد افزایش سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی به میزان ۱/۲۸درصد انتشار دی اکسیدکربن افزایش می‌یابد.

شاخص دموکراسی از طریق تقویت قدرت نهادهای حامی محیطزیست و اعمال نظر در تصمیات دولت ها و سیاستگزاران اقتصادی می‌تواند منجر به کاهش انتشار دی اکسیدکربن شود اما در اغلب کشورهای مورد بررسی در این تحقیق به دلیل ساختار سیاسی و با توجه به رتبه‌بندی جهانی انجام شده شاخص دموکراسی عدد منفی به خود اختصاص داده بود بنابرین دموکراسی منفی یا فقدان دموکراسی در این کشورها اثر معنی داری برای این شاخص بر انتشار دی اکسیدکربن به دست نداد. همچنین اثر سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی در کشورهای منطقه منا با توجه به اطلاعات آماری در دوره مورد بررسی و با توجه به نتایج برآورد مدل، بی‌معنی به دست آمده است.

۶. پیشنهادات

مطالعه حاضر به بررسی همگرایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن در ۱۹ کشور منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا(منا) پرداخته است. بر اساس نتایج برآورد مدل به روش پانل فضایی پویا هر یک واحد افزایش در تراکم جمعیت به میزان ۰/۰۱۴۴ واحد انتشار سرانه دی اکسید کربن را افزایش می‌دهد همچنین با افزایش درصد شهرنشینی به ازای هر واحد ۰/۰۵۷۸ واحد دی اکسید کربن به هوای کشورها وارد می شود. باز بودن تجاری به سبب ورود صنایع فرسوده و آلاینده و تبدیل شدن کشورهای در حال توسعه منطقه منا به پناهگاه آلودگی باعث بدتر شدن محیطزیست به میزان ۰/۰۶ درصد به ازای هر یک واحد افزایش درجه باز بودن تجاری خواهد شد. همچنین سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی به گونه‌ای است که به ازای هر یک واحد افزایش در این سهم به میزان ۰/۰۱۲۸ واحد هوا آلوده تر می شود. از سوی دیگر انتشار دی اکسید کربن در یک کشور بر افزایش انتشار این گاز در کشورهای همجوار تأثیر مثبت دارد.

با توجه به جمیع نتایج به دست آمده از برآورد مدل در این تحقیق و بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیقات مشابه، اهمیت و ضرورت توجه به آثار جانبی فعالیت‌های اقتصادی بر کیفیت محیطزیست و سرنوشت نسل ها بنظر می رسد زمان آن رسیده باشد که تصمیم‌سازان و سیاستگزاران اقتصادی در برنامه‌ریزی‌های خود به نتایج این دست مطالعات توجه ویژه داشته باشند و در هدف‌بندی توسعه پایدار تغییر رویکرد نسبت به توسعه صنعت و تجارت را در برنامه کار خود قرار دهند هر چند دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی مستلزم عبور از دوران‌های سنتی و رسیدن به دوران صنعتی و مدرن است اما با تدوین و اجرای قوانین زیست‌محیطی و قراردادن ضمانت اجرایی برای این قوانین نسبت به هدایت فعالیت‌های اقتصادی و صنعتی در مسیر توسعه پایدار اقدام نمود. نتایج این تحقیق نشان داده که هم صنایع این کشورها آلاینده هستند و هم باز بودن تجارت شواهدی دال بر پناهگاه آلودگی را نشان می‌دهد بنابرین زمان آن رسیده تا با تکیه بر توانایی‌های علمی منطقه که دارای اشتراکات مذهبی، اقتصادی، فرهنگی هستند به عنوان یک بلوک مستقل در راستای خودکفایی صنعتی گام برداشته شود این پیشنهاد هر چند به ظاهر آرمانی اما با دقت در توانمندی‌های منطقه یقیناً دست یافتنی است.

همچنین برنامه هایی جهت کنترل مهاجرت به شهرها از طریق ایجاد بسترهای مناسب برای توسعه کسب و کارهای تمیز و زودبازده در روستاها به منظور تشویق مهاجرت معکوس در اولویت طرح‌های اقتصادی قرار گیرد.

علاوه بر این ها با توجه به این که نتایج این مطالعه اثر مثبت سرریزهای فضایی آلودگی کشورها را تأیید می کند لازم است کشورهای منطقه برای چاره اندیشی و ایجاد راهکارهای همسو و مشترک که در آن منافع عموم کشورها مدنظر قرار گیرد و سطح بهینه‌ای از تصمیمات مشترک اقتصادی که هم راستا با توسعه پایدار باشد گرفته شود تعامل سازنده باهم برقرار نمایند و در قالب تفاهم نامه‌های همکاری منطقه‌ای هم در جهت توسعه اقتصاد و هم در جهت بهبود شرایط محیطزیست گام بردارند.

۷. منابع

Abdollahi Arani, M. Mansouri, N., jani, S. & Aghyee, N.(2022). Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: A Spatial Analysis among Iranian Provinces, *Economic Growth and Development research*,13(49).

Agheli, L., Sadeghi, H. & Asvar, A. (2014). Impact of Democracy on CO2 Emissions, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*,11(2),21-40.

Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. Geographical analysis, 20(1), 1-17.

Anselin, L. (2005). Spatial statistical modeling in a GIS environment. GIS, spatial analysis, and modeling, 93-111.

Antweiler, W., Copeland, B.R., Taylor, M.S., (2001). Is free trade good for the environ-ment? Am. Econ. Rev. 91 (4), 877-908.

Ashena, M., Hossein Abadi, S,(2020). Factors Influencing CO2 Emission Changes in Iran with Emphasis on the Role of Urbanization; A Decomposition Analysis. Journal of Geographyand Environmental Hazards, (9) 2,145-163

Askari, A., kbari, N., (2001). Spatial econometric methodology, theory and application, Isfahan University Research Journal, 1, 2, 93-122.

Bahrami, E., Behbudi, D., Salmani Bishak, M.R. & Shokri, M. (2019). The Impact of Financial Development and Trade Liberalization on CO2 Emission in Iran. Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 7(25),124-141.

Barkhordari, S. (2018). Convergence or Divergence in Per Capita CO2 Emissions Among OPEC Countries Focused on Regularity Quality and Government Effectiveness (GMM Approach). Journal of Economic Research, 53, (2)279-301.

Brook, W.A., & Taylor, M.S. (2010). The Green Solow model. J. Econ. Growth 15 (2), 127-153

Criado, C.O., & Grether, J.M. (2011). Convergence in per capita CO2 emissions: a robust distributional approach. Resour. Energy Econ. 33 (3), 637-665.

Falahi, M., Lotfalipour, M,R. & Bastam, M.(2012). The Environmental Issues and Forecasting of Carbon Dioxide Emissions in Iran Economy, *Quarterly Journal of Applied Economics Studies Iran*,1(3), 89-109.

Fatahi Ardakani, A., Soltani Zoghi, A. & Serajeddin, A,(2021). Foreign direct investment and pollution control's effects on the environmental quality in MENA countries, Environmental Science,19(2),1-20.

Fotros, M.H., & Barzegar, m. (2013). Effects of some macroeconomic variables on carbon dioxide emissions in Central Asia and Iran.Macroeconomics Research Letter, 8(16),141-158.

Frankel, J.A., & Rose, A.K. (2005). Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality. Rev. Econ. Stat. 87 (1), 85-91.

Hamidi Razi, D., & Feshari, M. (2017). Investigation of Per capita CO2 Dynamics in OPEC Countries (β and σ Convergence Approach). Journal of Environmental Science and Technology, 19(4),87-99

Jafariparvizkhanlou, K. (2020). The Impact of Political and Economic Freedom on CO2 Emission and EKC in Neighbor Countries of IRAN, *Journal of Environmental Sciences Studies*, 5(2), 2504-2512.

Jobert, T., Karanfil, F., & Tykhonenko, A. (2010). Convergence of per capita carbon dioxide emissions in the EU: legend or reality? Energy Econ. 32 (6), 1364-1373.

Jobert, T., Karanfil, F., Tykhonenko, A., (2010). Convergence of per capita carbon dioxide emissions in the EU: legend or reality? Energy Econ. 32 (6), 1364-1373.

Karimi Alavijeh, N., Salehnia, N. & Ahmadi Shadmehri, M. (2021). The Impact of Some Effective Factors on Emission of CO_2 in Selected Countries of the MENA Region: Panel Quantile Regression Approach, Journal of Environmental Science and Technology, 23(8), 119-133

Kohansal, M.R, Shayanmeh, S. (2016). The Interplay Between Energy Consumption, Economic Growth and Environmental Pollution: Application of Spatial Panel Simultaneous-Equations Model, Iranian Energy Economics, 5(19), 179-216.

Le Gallo, J. (2014). Cross-Section Spatial Regression Models 76. Handbook of regional science, 1511.

Lee, Ch.,Zhou, B., Yang, T.,Yu, Ch.& Zhao, J.(2023). The Impact of Urbanization on CO2 Emissions in China: The Key Role of Foreign Direct Investment, *Emerging Markets Finance and Trade*, 59(2).

Li, Q., Reuveny, R. (2006). Democracy and environmental degradation. Int. Stud. Q. 50(4), 935-956.

Managi, S., Hibiki, A., Tsurumi, T.,(2009). Does trade openness improve environmental quality? J. Environ. Econ. Manag. 58, 346-363

Mirzaei, M., Horry, H.R, & Sadeghi, Z., (2019). Investigating the Effect of Foreign Direct Investment on Environmental Pollution in MENA Countries, Journal of Environmental and Natural Recourse Economics, 3(4),113-130.

Mozaffari, Z. & Motafakker azad, M., (2019). The Effect of Social Capital and Human Capital on Air Pollution in Iranian Provinces, Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 6(1), 97-128.

Pajooyan J., Moradhasel N. (2008). Assessing the relation between economic growth and air pollution. The Economic Research, 7 (4), 141-160.

Payne, R. (1995). Freedom and the environment. Journal of Democracy. 6 (3), 41-55. Panapoulou, E., & Pantelidis, P. (2009). Club convergence in carbon dioxide emissions. Environment Resource Economic. 44 (1), 47-70.

Rafiei Darani, H., & Ghorbani, M. (2014). Labor Participation in National Economics: Spatial Regression Analysis. Journal of Economic Modeling Research. 5 (18), 119-140.

Ravallion, M., Heil, M. & Jalan, J. (2000). «Carbon Emissions and Income Inequality», *Oxford Economic Papers*, 52,651-669.

Rios, V., & Gianmoena, L. (2018). Convergence in CO2 emissions: A spatial economic analysis with cross-country interactions. Energy Economics 75, 222-238.

Roozitalab, A., Hoseinpour, A., (2017). Investigating the causal relationship between factors affecting environmental pollution in Iran, Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 20,27-45.

Salmani Bieshek M R, Shokri M, Abedzadeh K. (2017), Study Factors affecting emission of Gas co2 in Iran. IJE 2017; 20 (1)

Sarwar, s., Waheed, R. & Wei Ch. (2019). The Survey of Economic Growth, Energy Consumption and Carbon Emission, *Energy Reports*,5,1103-1115.

Shahbaz, M., Balsalobre- Lorent, D. & Shinha, A, (2019). Foreign Direct Investment – Co2 Emission Nexus in Middle East and North African Countries Biomass Energy Consumption, Journal of Cleaner production, 217, 603-614.

Shahbaz, M., Dehghan Shabani, Z., Shahnazi, R.& Vinhvo, X., (2022). The Spatial Distribution Dynamic and Convergence of Co2 Emission in Iran s Provinces, Environmental Science and Pollution Research, 29, 69573-69587.

Shi, A. (2003). The Impact of Population Pressure on Global Carbon Dioxide Emission Evidence from Pooled Cross-Country Data. *Ecological Economics*, 44, 1975-1996.

Solow, R, M. (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth, the *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Tamizi A. (2018). Economic and Environmental Factors Determining the Amount of Carbon Dioxide Emissions in the MENA Countries. IUESA 2019; 7 (26):115-130

Torras, M., & Boyce, J.K. (1998). Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets curve. Ecological. Economics. 25 (2), 147-160.

Wang, F., Fan, W., Liu, J., Wang, J. & Chai, W. (2020). The Effect of Urbanization and Spatial Agglomeration on Carbon Emissions in Urban Agglomeration, *Environmental Science and Pollution Research*, 10,1-14.

Wang, Sh., Zhou, Ch,.(2020). Examining the determinants and the spatial nexus of city-level CO2 emissions in China: A dynamic spatial panel analysis of China's cities, Journal of Cleaner Production,171, 917-926.

You, W.H., Zhu, H.M., Yu, K., Peng, C., (2015). Democracy, financial openness, and global carbon dioxide emissions: heterogeneity across existing emission levels. World Development. 66, 189-207