-- Iranian Energy Economics------
Spring 2024, 50 (13), 11-48
Jiee.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/jiee.2024.75301.2032

ATU PRESS

Original Research
Received: 30/Aug/2023
Accepted: 17/Feb/2024
ISSN: 2423-5954
eISSN: 2476-6437

Threshold Effect of Financial Development on Carbon Dioxide Emission: Emphasis on the Role of Good Governance

Seyyed Mohammad Ghaem Zabihi — Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

Rasta Kamalian * — Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

Fatemeh Akbari — M.A. Student in Economics, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

Ali Akbar Naji Meidani — Associate Professor, Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

Abstract

The current study has studied the threshold effects of energy consumption structure and GDP per capita variables on carbon emissions from 2002 to 2019 for 37 selected countries (with middle to high-income levels) using the non-linear approach of Panel Smooth Transition Regression Models. For this purpose, two separate models have been estimated by considering energy consumption structure transfer and GDP per capita variables. The results indicate a non-linear relationship between the studied variables in both models. The estimation results of both models show that GDP per capita (in the threshold state of energy consumption structure) and energy consumption structure (in the threshold state of GDP per capita) positively affect carbon emissions. Also, urbanization and trade openness have a positive effect on carbon emissions in both models. Thus, the results show that increasing efficiency in energy consumption and GDP per capita structure can significantly reduce carbon emissions. These findings point to the importance of optimizing energy policies and the crucial role of changes in the economic structure in managing greenhouse gas emissions.

Introduction

The dynamic links between energy consumption, economic growth and environmental pollution have been intensively analyzed in the literature of energy

* Corresponding Author: Kamalian@mail.um.ac.ir
How to Cite: Zabihi, S M Gh., Kamalian, R., Akbari, F., Naji Meidani, A A. (2024). Examining the Threshold Effects of Energy Consumption Structure and GDP per capita on Carbon Emissions in the Environment: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach. Iranian Energy Economics, 50 (13), 11-48.

and environmental economics over the past few decades. With the increase in global warming, there has been a growing concern about environmental degradation worldwide, which is mainly caused by significant amounts of carbon dioxide emissions (Quintero and Cohen, 2019). In this regard, a thorough knowledge of the underlying mechanism of pollutant emission is essential, as it allows policymakers to measure appropriate responses and tools to deal with this issue.

Thus, the reduction of environmental quality and carbon emissions have now reached alarming levels and have increased concerns about climate change. As a result, the transition to a low-carbon economy has become a fundamental goal for governments around the world to combat climate change, ensure energy security, and reduce pollution (De Miguel et al., 2019). Although there is a need to minimize carbon emissions from energy consumption, this must be achieved while maintaining economic growth and prosperity (Paramati et al., 2021).

In this regard, the causal relationship between energy consumption, economic growth, and environmental damage has been discussed in recent decades (Stern, 2004, Chontanawat, 2020). For example, greater economic growth and energy consumption have led to greater carbon emissions and greater environmental damage. Therefore, the most important question of the current research is how the relationship between the structure of energy consumption, economic growth (gross domestic product) and carbon emissions has evolved over the past few decades and how these variables are related to each other. Therefore, the purpose of this research is to investigate the existence of non-linear relationships between the structure of energy consumption, economic growth (gross domestic product) and carbon emissions.

Specifically, we go beyond existing studies that use linear models or introduce quadratic terms when examining this relationship, using annual data over the period 2002-2019 for 37 selected middle to high-income countries, using the non-linear approach of panel smooth transition regression models developed by Gonz´alez et al. (2005). It is also worth mentioning that by reviewing the relevant domestic literature, the current research has a unique innovation in terms of technical dimensions, the studied society and the studied time period.

Methods and Material

Various panel data models that allow regression coefficients to vary over time and across cross-sectional units (or individuals) have been developed (Hsiao, 2003, Pesaran, 2015). These models include the random coefficients models reviewed by Hsiao (2003) and Pesaran (2015) and models with coefficients that are a function of other exogenous variables. A specific example of the second type of parameter heterogeneity is the threshold panel regression model developed by Hansen (1999). In this model, regression coefficients can have a small number of different values depending on the value of another observable variable. In a different interpretation, the observations in the panels are divided into a small number of homogeneous sets or "regimes" with different coefficients in different regimes. One feature that makes the panel threshold regression model quite attractive is that it does not constrain individuals to stay in the same set for all time periods if the so-called threshold variable used to group the observations is variable. The panel threshold regression

model clearly divides the observations into several sets or groups based on the value of the threshold variable, but in practice, this may not always be possible (Gonz´alez et al., 2017).

Beside this model, the smooth panel transfer regression model presented by Hansen (1999) can be interpreted in two different ways. First, it may be considered as a linear heterogeneous panel model with coefficients that vary over time. Heterogeneity in the regression coefficients is allowed by assuming that these coefficients are continuous functions of an observable variable called the transition variable. Since the transition variable is likely to be individual specific and variable, the regression coefficients are allowed to be different for each individual in the panel. Second, the smooth panel transition regression model can be simply considered as a non-linear homogeneous panel model. The latter interpretation is actually common in the context of univariate smooth transition regression or univariate smooth transition autoregressive models (Ter¨asvirta, 1994, 1998).

Thus, in the present study, in order to investigate the threshold effect of the structure of energy consumption and GDP per capita on carbon emissions, the model is defined as equation 1:

$$(1)\quad \begin{aligned} \mathrm{LnCO}_{2it} = {} & \mu_i + \beta_0 \mathrm{LnES}_{it} + \beta_1 \mathrm{LnGDP}_{it} + \beta_2 \mathrm{LnUrban}_{it} + \beta_3 \mathrm{LnTrade}_{it} \\ & + (\beta_0 \mathrm{LnES}_{it} + \beta_1 \mathrm{LnGDP}_{it} + \beta_2 \mathrm{LnUrban}_{it} + \beta_3 \mathrm{LnTrade}_{it}) \\ & * \; G_j\left(q_{it}{}^{j}; \lambda_j, C_j\right) + U_{it} \end{aligned}$$

Equation 1, LnCO_{2it} denotes the logarithm of carbon emissions, LnES_{it} denotes the logarithm of energy consumption structure, LnGDP_{it} denotes the logarithm of GDP per capita, $\mathrm{LnUrban}_{it}$ represents the logarithm of urbanization, $\mathrm{LnTrade}_{it}$ represents the logarithm of trade openness, and $G_j\left(q_{it}{}^{j}; \lambda_j, C_j\right)$ is the transfer function. $\mathrm{U_{it}}$ is the component of compound error and finally μ_i represents cross-sectional effects.

Results and Discussion

For the first model, the first limit regime corresponds to the state where the slope parameter tends to infinity and the value of the transfer variable is less than the threshold limit (where the regime change occurs), in which case the transfer function has a numerical value of zero, and the model is defined as follows:

$$\mathrm{LnCO_2} = 0.0154\mathrm{LnGDP} + 0.345\mathrm{LnUrban} + 0.018\mathrm{LnTrade}$$

All the estimated coefficients in the above linear model are statistically significant at the one percent level. Also, the second limit regime corresponds to the state where the slope parameter tends to infinity, but the value of the transfer variable (energy consumption structure) is greater than the threshold limit, in which case the transfer function has a numerical value of one, and the model in this regime is as follows:

$$\mathrm{LnCO_2} = 0.8489\ \mathrm{LnGDP} + 2.1121\mathrm{LnUrban} + 1.6803\mathrm{LnTrade}$$

All the estimated coefficients in the non-linear model are statistically significant at the one percent level. Thus, the results of estimating the model with the threshold variable of the energy consumption structure show that GDP per capita has a

positive effect on carbon emissions in both regimes, but in the second regime and by crossing the threshold limit, its effect on carbon emissions becomes more. Urbanization in both regimes has a positive effect on carbon emissions, and in the first regime, its effect on carbon emissions is less. Also, trade openness has a positive effect on carbon emissions in both regimes, but in the second regime by crossing the threshold, its effect on carbon emissions increases.

Also, for the second model, the first limit regime corresponds to the state where the slope parameter tends to infinity and the transfer variable value is less than the threshold limit (the place where the regime change occurs), in which case the transfer function has a numerical value of zero, and the model is as follows:

$$LnCO_2 = 0.8245\ LnES + 2.8764 LnUrban + 0.3443\ LnTrade$$

All the estimated coefficients in the above linear model are statistically significant at the one percent level. Also, the second limit regime also corresponds to the state where the slope parameter tends to infinity, but the value of the transfer variable (gross domestic product per capita) is greater than the threshold limit in which the transfer function has a numerical value of one, and the model in this regime is as follows:

$$LnCO_2 = 0.4702\ LnES + 2.0117 LnUrban + 0.1035\ LnTrade$$

All the estimated coefficients in the non-linear model are statistically significant at the one percent level. Thus, the results of estimating the model with the threshold variable of GDP per capita show that the structure of energy consumption in both regimes has a positive effect on carbon emissions, but in the second regime and by crossing the threshold limit, its effect on carbon emissions becomes less. Urbanization in both regimes has a positive effect on carbon emissions, and in the second regime, after crossing the threshold, its effect on carbon emissions decreases. Also, trade openness in both regimes has a positive effect on carbon emissions, and in the first regime, its effect on carbon emissions is greater.

More precisely, it can be concluded that the structure of energy consumption is actually the share of non-renewable energies in the total energy, and increasing the amount of energy consumption structure means more consumption of non-renewable energies, which leads to an increase in greenhouse gas emissions, because a major share of greenhouse gases forms carbon dioxide gas and this gas is mainly produced by burning fossil energy sources (Khaki et al., 1401). Also, GDP per capita causes environmental degradation, and thus, the environmental Kuznets hypothesis shows the hypothetical relationship between indicators of environmental degradation and economic growth and proposes that the intensity of environmental degradation increases with economic growth until the average income reaches a point. Specifically during the development period.

Also, regarding other explanatory variables, such as the urbanization variable, it can be stated that the increase in the urbanization population increases the amount of greenhouse gas emissions, and this issue can be related to the increase in energy consumption, especially fossil energy, which is in accordance with the findings of Khaki et al. (1401). Also, the opening of the doors of the economy to the world markets has caused the entry of production technologies into the country, which can

increase carbon emissions. Depending on which group of goods (export or import) has the highest pollution content, international trade will have a positive or negative effect on carbon emissions. The findings of the present study are in accordance with the studies of Ang (2009) and Halicioglu (2009).

Conclusion

The purpose of this study is to investigate the threshold effect of two variables of energy consumption structure and GDP per capita on carbon emissions in 37 selected countries during the period from 2002 to 2019. For this purpose, the panel smooth transition regression (PSTR) method was used. The results indicate the existence of a non-linear relationship between the studied variables in both models. Also, the slope parameter, which expresses the regime transition speed, is higher in the second model (when GDP per capita is considered as a transition variable) than in the first model (when the energy consumption structure is considered as a transition variable). Thus, according to the results obtained from both models, it can be concluded that GDP per capita (in the threshold state of energy consumption structure) and energy consumption structure (in the threshold state of GDP per capita) have a positive effect on carbon emissions. Also, urbanization and commercial openness have a positive effect on carbon emissions in both models. Therefore, according to the mentioned results, proposing policies that lead to the reduction of greenhouse gas emissions and the promotion of environmental sustainability can be effective.

Of course, policies vary depending on the specific conditions of each country, but in general, the following can be mentioned: Promoting the use of renewable energy sources (such as wind and solar energy), which can help reduce dependence on fossil fuels and greenhouse gas emissions. Incentive policies for the use of public transportation that can help reduce fossil fuel consumption, encouraging innovation in clean and energy-efficient technologies that support the development of sustainable industries and lead to increased energy efficiency, programs and policies to reduce urbanization and encourage the development of rural areas (can include creating financial benefits, infrastructure facilities and job opportunities in non-urban areas) and encouraging policies for sustainable business and reducing carbon emissions in the supply chain (can include encouraging local business).

Acknowledgments

The authors of this research are grateful to the referees for their valuable comments and suggestions.

Keywords: Energy Consumption Structure, GDP Per Capita, Carbon Emissions, Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

JEL Classification: Q56 , Q48 , Q54 , O13

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۰۸
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۸
ISSN: ۲۴۲۳-۵۹۵۴
eISSN: ۲۴۷۶-۶۴۳۷

-- پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران ---------
دوره ۱۳، شماره ۵۰، بهار ۱۴۰۳، ۱۱-۴۸
Jiee.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/jiee.2024.75301.2032

بررسی آثار آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کربن در محیط زیست: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

سید محمدقائم ذبیحی دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

رستا کمالیان * دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

فاطمه اکبری دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

علی‌اکبر ناجی میدانی دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

چکیده

مطالعه حاضر آثار آستانه‌ای دو متغیر ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کربن را طی دوره زمانی ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۹ برای ۳۷ کشور منتخب (با سطح درآمد متوسط به بالا) با استفاده از رویکرد غیرخطی الگوهای رگرسیونی انتقال ملایم پانلی مورد مطالعه قرار داده است. برای این منظور، دو مدل مجزا با لحاظ نمودن دو متغیر انتقال ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه برآورد شده است. نتایج حاصله بر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای موردمطالعه در هر دو الگو دلالت می‌کند. نتایج برآورد هر دو الگو مبین آن است که تولید ناخالص داخلی سرانه (در حالت آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی) و ساختار مصرف انرژی (در حالت آستانه‌ای تولید ناخالص داخلی سرانه) دارای اثری مثبت بر انتشار کربن می‌باشند. همچنین شهرنشینی و بازبودن تجاری در هر دو مدل دارای اثری مثبت بر انتشار کربن هستند. بدین ترتیب، نتایج نشان می‌دهند که افزایش کارایی در ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه می‌تواند منجر به کاهش قابل توجهی در انتشار کربن گردد. این یافته‌ها نه‌تنها بر اهمیت بهینه‌سازی سیاست‌های انرژی، بلکه به نقش کلیدی تغییرات در ساختار اقتصادی در مدیریت انتشار گازهای گلخانه‌ای اشاره دارند.

کلیدواژه‌ها: ساختار مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه، انتشار کربن، رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

طبقه‌بندی JEL: O13 , Q54 , Q48 , Q56

* نویسنده مسئول: Kamalian@mail.um.ac.ir

۱. مقدمه

پیوندهای پویا بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیطی به‌طور فشرده در ادبیات اقتصاد انرژی و محیط زیست در چند دهه گذشته مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. با افزایش گرمایش جهانی، نگرانی فزاینده‌ای در مورد تخریب محیط زیست در سراسر جهان شکل گرفت که عمدتاً از میزان قابل توجهی از انتشار دی‌اکسیدکربن[1] ناشی می‌شود (کوینترو و کوهن[2]، ۲۰۱۹). در این راستا، آگاهی کامل از مکانیسم زیربنایی انتشار آلاینده‌ها ضروری است، زیرا به سیاست‌گذاران اجازه می‌دهد تا واکنش‌ها و ابزارهای مناسب برای مقابله با این موضوع را بسنجند.

بدین‌ترتیب، کاهش کیفیت محیط زیست و انتشار کربن هم‌اکنون به سطوح نگران‌کننده‌ای رسیده است و نگرانی‌های مربوط به تغییرات اقلیمی را افزایش داده است. درنتیجه، تغییر به اقتصاد کم‌کربن به یک هدف اساسی برای دولت‌ها در سراسر جهان برای مبارزه با تغییرات اقلیمی، تضمین امنیت انرژی و کاهش آلودگی تبدیل شده است (دی‌میگل و همکاران[3]، ۲۰۱۹). بدون در نظر گرفتن سایر اهداف استراتژیک، انتشار کربن ممکن است به‌طور مؤثر با محدود کردن صنایع با انتشار بالا و در عین حال گسترش صنایع کم‌انتشار کاهش یابد. اگرچه ضرورت به حداقل رساندن انتشار کربن ناشی از مصرف انرژی وجود دارد، اما این امر باید با حفظ رشد و رفاه اقتصادی محقق شود (پاراماتی و همکاران[4]، ۲۰۲۱). بنابراین یک استراتژی هوشمندانه ممکن است بر رشد یک کشور، ایجاد اشتغال داخلی بیشتر، انتشار کم‌تر کربن و سایر گازهای گلخانه‌ای و افزایش بهره‌وری و رقابت در سطح اقتصاد ملی تأثیر بگذارد (میتیچ و همکاران[5]، ۲۰۲۳). با این وجود، محققان استدلال کرده‌اند که شتاب فعالیت‌های انسانی درنتیجه صنعتی شدن و رشد جمعیت و نه مصرف انرژی دلایل اصلی تغییرات اقلیمی هستند. علاوه بر این، فعالیت‌های انسانی مانند جنگل‌زدایی، احتراق سوخت‌های فسیلی و تغییرات کاربری زمین به دلیل رشد جمعیت به‌طور قابل توجهی به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای کمک کرده‌اند (یورو و دارمولا[6]، ۲۰۲۰). بنابراین یکی از شدیدترین معضلات دنیای مدرن انتشار کربن و

1. Carbon Dioxide
2. Quintero and Cohen
3. De Miguel et al.
4. Paramati et al.
5. Mitić et al.
6. Yoro and Daramola

پیامدهای منفی مهم آن بر محیط زیست است. کنترل انتشار کربن برای همه کشورها برای پیگیری توسعه سبز امری ضروری است، به نحوی که یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش‌روی دولت‌ها در قرن حاضر، بحران‌های زیست‌محیطی ازجمله آلودگی هوا می‌باشد.

در این راستا، رابطه علی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آسیب‌های زیست‌محیطی، در دهه‌های اخیر مورد بحث قرار گرفته است (استرن[1]، ۲۰۰۴، چونتاناوات[2]، ۲۰۲۰). به‌عنوان مثال، رشد اقتصادی بیشتر و مصرف انرژی منجر به انتشار بیشتر کربن و آسیب زیست‌محیطی بیشتر شده است. بنابراین مهم‌ترین سؤال پژوهش حاضر این است که رابطه بین ساختار مصرف انرژی، رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) و انتشار کربن در طول چند دهه گذشته چگونه تکامل یافته است و چگونه این متغیرها به یکدیگر مرتبط می‌شوند. ازاین‌رو، هدف از انجام این پژوهش، بررسی وجود روابط غیرخطی بین ساختار مصرف انرژی، رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) و انتشار کربن است. به‌طور خاص، ما فراتر از مطالعات موجود که از مدل‌های خطی استفاده می‌کنند یا اصطلاحات درجه دوم را هنگام بررسی این رابطه معرفی می‌کنند، می‌رویم، با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۹ برای ۳۷ کشور منتخب با سطح درآمد متوسط به بالا[3]، با استفاده از رویکرد غیرخطی الگوهای رگرسیونی انتقال ملایم پانلی[4] که توسط گونزالس و همکاران[5] (۲۰۰۵) توسعه داده شده است. این رویکرد ما را قادر می‌سازد تا وجود نقاط عطفی را که در آن رشد اقتصادی کیفیت زیست‌محیطی را در کشورهای مورد مطالعه بهبود می‌بخشد، آزمایش کنیم. همچنین قابل ذکر است که با بررسی ادبیات مربوطه داخلی، پژوهش حاضر از ابعاد تکنیکی، جامعه مورد مطالعه و دوره زمانی مورد بررسی از بداعت منحصربه‌فردی برخوردار است.

در این راستا، بخش‌های مختلف پژوهش حاضر به این صورت سامان‌دهی شده است: در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده است، در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش، در بخش چهارم تحلیل نتایج به دست آمده و در نهایت، در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی مرتبط، بیان شده است.

---

1. Stern
2. Chontanawat
۳. استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، سوئیس، شیلی، آلمان، چک، دانمارک، اسپانیا، استونیا، فنلاند، فرانسه، انگیس، یونان، مجارستان، ایرلند، ایسلند، اسرائیل، ایتالیا، ژاپن، کره، لیتوانی، لوکزامبورگ، لتونی، مکزیک، آمریکای شمالی، هلند، نروژ، نیوزیلند، لهستان، پرتغال، ترکیه، اسلواکی، اسلونی، سوئد و سوازیلند.
4. Panel smooth transition regression (PSTR)
5. Gonz´alez et al.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

براساس مبانی تئوریک، عوامل اثرگذار بر انتشار کربن در محیط زیست بسیار گسترده می‌باشد. بدین‌ترتیب، در این قسمت از پژوهش، به بررسی مبانی نظری مهم‌ترین عوامل مؤثر پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱. ساختار مصرف انرژی و انتشار کربن

انرژی برای تمام بخش‌های اقتصادی حیاتی است (استاویتسکی و همکاران[1]، ۲۰۱۸). بنابراین تعیین نقش انرژی در تضمین توسعه پایدار بسیار مهم است. منابع انرژی سنتی مبتنی بر سوخت‌های فسیلی محرک‌های قوی توسعه اقتصادی هستند (الابان و همکاران[2]، ۲۰۱۴). بااین‌حال، استفاده از آن‌ها منبع اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای است (آرمئانو و همکاران[3]، ۲۰۱۹). در همین راستا، مطابق شکل ۱، انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از سوخت‌های فسیلی به میزان قابل توجهی در دهه‌های گذشته افزایش یافته است (پایگاه جهان ما درداده[4]، ۲۰۲۳).

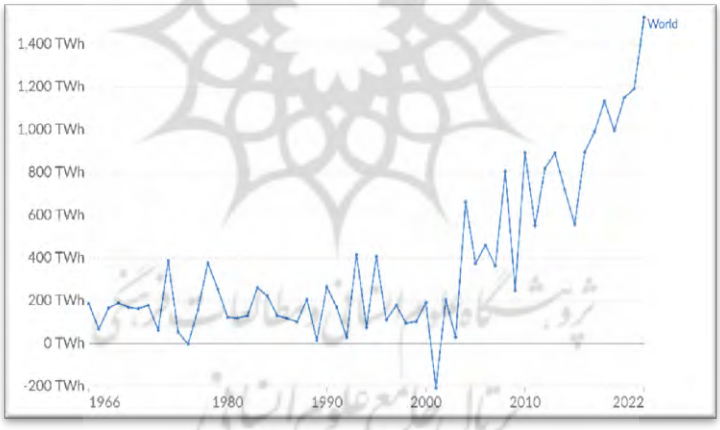
شکل ۱. انتشار سرانه کربن براساس نوع سوخت، جهان (۲۰۲۱-۱۷۵۰)

منبع: پایگاه جهان ما درداده

1. Stavytskyy et al.
2. Ellabban et al.
3. Armeanu et al.
4. Ourworldindata

منابع انرژی‌های تجدیدناپذیر مانند زغال‌سنگ، نفت و گازطبیعی به‌عنوان عوامل اصلی آلودگی محیط زیست و انتشار کربن در نظر گرفته می‌شوند (گیامفی و همکاران[1]، ۲۰۲۱، عثمان و همکاران[2]، ۲۰۲۲). بدین‌ترتیب، با توجه به تأثیر منفی انتشار آلاینده‌های ناشی از احتراق انرژی‌های فسیلی بر محیط زیست و تأثیر منفی نوسانات قیمت انرژی‌های فسیلی بر اقتصاد، انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان یک منبع انرژی کم‌کربن و پایدار محبوبیت بیشتری پیدا کرده‌اند. انرژی‌های تجدیدپذیر در سال‌های اخیر به شدت دنبال شده است تا تغییرات آب‌وهوایی و وابستگی بیش از حد به سوخت‌های فسیلی را کاهش دهد. طبق آمار آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر[3] (۲۰۲۰)، نسبت انرژی‌های تجدیدپذیر در کل مصرف انرژی از ۶/۶ درصد در سال ۱۹۹۰ به ۱۰/۵ درصد در سال ۲۰۱۷ افزایش یافته است. همچنین مطابق شکل ۲، تولید انرژی‌های تجدیدپذیر جهانی در سال ۲۰۲۲، از سال ۲۰۲۱ فراتر رفت و به ۱۵۲۵ تراوات‌ساعت رسید که افزایش ۷/۰۵ درصدی نسبت به سال‌های گذشته را نشان می‌دهد (پایگاه جهان ما درداده، ۲۰۲۳).

شکل ۲. تغییر سالانه در تولید انرژی‌های تجدیدپذیر (۲۰۲۲-۱۹۶۶)



منبع: پایگاه جهان ما درداده

این مهم نشان می‌دهد که گذار از ساختار انرژی سنتی به ساختار انرژی‌های تجدیدپذیر یک روند اصلی است و انرژی‌های تجدیدپذیر بخش اصلی گذار به اقتصاد کم‌کربن

1. Gyamfi et al.
2. Usman et al.
3. International Renewable Energy Agency (IRENA)

هستند، اما سرمایه‌گذاری اولیه در انرژی‌های تجدیدپذیر مستلزم سرمایه‌گذاری اولیه قابل توجهی است (مارکز و فوئیناس[1]، ۲۰۱۲، اوکال و اصلان[2]، ۲۰۱۳) و هزینه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نسبتاً بالاتر از انرژی‌های تجدیدناپذیر است (آستاریز و ایگلسیاس[3]، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، ظرفیت ذخیره‌سازی انرژی‌های تجدیدپذیر نسبتاً کمتر از انرژی‌های تجدیدناپذیر است و منجر به مشکلات عرضه انرژی در دوره‌های اوج تقاضا برای انرژی می‌شود (هیل[4]، ۲۰۰۹، ادنهوفر و همکاران[5]، ۲۰۱۳). با این حال، در سال‌های اخیر پیشرفت‌هایی در فناوری‌های مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر وجود داشته است (روبین و همکاران[6]، ۲۰۱۵). علاوه بر این، هزینه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در سال‌های گذشته کاهش یافته است (آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر، ۲۰۲۰). بنابراین با افزایش سرمایه‌گذاری و بهبود فناوری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند عامل مهمی در کاهش انتشار کربن باشد. همچنین با تجزیه و تحلیل مکانیسم اثرگذاری انرژی‌های تجدیدپذیر بر محیط زیست، به این مهم دست می‌یابیم که ممکن است رابطه غیرخطی بین این دو متغیر وجود داشته باشد (چن و همکاران[7]، ۲۰۲۲)، به عبارتی دیگر، زمانی‌که کشورها از آستانه معینی از مصرف انرژی تجدیدپذیر فراتر روند، انتشار کربن کاهش می‌یابد. بنابراین این فرضیه پیشنهاد می‌شود که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر منفی بر حفاظت از محیط زیست زمانی‌که پایین‌تر از حد آستانه است، دارد و هنگامی‌که از آستانه فراتر رود، تأثیر مثبتی بر حفاظت از محیط زیست دارد (لی و همکاران[8]، ۲۰۲۳).

۲-۱-۲. رشد اقتصادی و انتشار کربن

در سال‌های اخیر، سیاست‌گذاران و سازمان‌های ملی و بین‌المللی توجه زیادی به موضوع انتشار کربن داشته‌اند. انتشار کربن به دلیل فعالیت‌های انسانی مرتبط با انرژی تحت تأثیر توسعه اقتصادی افزایش یافته است (سادورسکی[9]، ۲۰۱۰). بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند

1. Marques and Fuinhas
2. Ocal and Aslan
3. Astariz and Iglesias
4. Heal
5. Edenhofer et al.
6. Rubin et al.
7. Chen et al.
8. Li et al.
9. Sadorsky

که مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌طور مثبت بر آلودگی ناشی از انتشار کربن تأثیر می‌گذارند (وانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۳، گائو و ژانگ[2]، ۲۰۱۴، میکایلف و همکاران[3]، ۲۰۱۸، نوشین و همکاران[4]، ۲۰۲۱). در همین راستا، یکی از مهم‌ترین پیوندهای تجربی مورد بررسی در اقتصاد محیطی، رابطه بین انتشار کربن و رشد اقتصادی است (نارایان و نارایان[5]، ۲۰۱۰). برجسته‌ترین فرضیه نظری برای بررسی این رابطه، منحنی کوزنتس زیست‌محیطی[6] است، یک منحنی U شکل معکوس که ارتباط بین زوال محیطی و رشد اقتصادی را توصیف می‌کند. گروسمن و کروگر[7] (۱۹۹۱) از اولین کسانی هستند که از مفهوم منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در تخمین رابطه بین انتشار کربن و رشد اقتصادی استفاده کردند. آن‌ها نشان دادند که رشد اقتصادی (درآمد سرانه) ممکن است بر انتشار کربن به شکل خطی تأثیر مثبت بگذارد، اما شکل درجه دوم آن به انتشار کربن آسیب می‌رساند و فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی را رد نمی‌کند. پس از گروسمن و کروگر (۱۹۹۱)، چندین مطالعه با استفاده از مجموعه داده‌ها و شاخص‌های آلودگی مختلف برای به دست آوردن نتایج تجربی انجام شد که امکان آزمایش فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی را فراهم کرد (بیمونته و استابیل[8]، ۲۰۱۷، فوستن و همکاران[9]، ۲۰۱۲، مدیسون[10]، ۲۰۰۶، استرن و کامن[11]، ۲۰۰۱). بااین‌حال، در یک بررسی جامع از منحنی کوزنتس زیست‌محیطی، دیندا[12] (۲۰۰۴) استدلال کرد که یافته‌های تجربی هنوز ترکیبی هستند و اعتبار منحنی کوزنتس زیست‌محیطی قطعی نیست و وجود یک نقطه عطف بحث‌برانگیز است.

بنابراین منحنی کوزنتس زیست‌محیطی یک ارتباط فرضی بین شاخص‌های تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی است که نشان می‌دهد شدت تخریب محیط زیست با رشد اقتصادی افزایش می‌یابد تا زمانی‌که درآمد متوسط به یک نقطه خاص در طول دوره

1. Wang et al.
2. Gao and Zhang
3. Mikayilov et al.
4. Nosheen et al.
5. Narayan and Narayan
6. Environmental Kuznets curve (EKC)
7. Grossman and Krueger
8. Bimonte and Stabile
9. Fosten et al.
10. Maddison
11. Common
12. Dinda

توسعه برسد (سکر و همکاران[1]، ۲۰۱۵). اگرچه فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در اکثر مطالعات رد نشده است، اما برخی استثناها وجود دارد، مانند کشورهای بالتیک[2] (کشورهایی با تفاوت‌های قابل توجه در مورد وابستگی به سوخت‌های فسیلی) (کار[3]، ۲۰۲۲) و قزاقستان به عنوان یک اقتصاد غنی از انرژی (حسنوف و همکاران[4]، ۲۰۱۹). بسیاری از این مطالعات برای یافتن ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست بر نظریه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی تکیه دارند. بسته به وضعیت اقتصاد، این رابطه می‌تواند یک الگوی U شکل معکوس داشته باشد. مدل U شکل معکوس نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تا زمانی‌که به سطح آستانه برسد، تخریب محیط زیست را افزایش می‌دهد و سپس شروع به کاهش آلودگی می‌کند (واقیه و همکاران[5]، ۲۰۱۹). از سوی دیگر، یک مدل U شکل یک رابطه متضاد بین رشد اقتصادی و تخریب محیطی را پیشنهاد می‌کند (خو و همکاران[6]، ۲۰۲۰).

اما مطالعات نشان می‌دهند، تقریباً غیرممکن است که پیشرفت و افزایش رشد اقتصادی بدون تأثیر قابل توجهی بر محیط زیست از طریق انتشار دی‌اکسیدکربن اتفاق بیفتد. تغییرات آب‌وهوا و تخریب محیط زیست بر وضعیت اقتصاد پایدار تأثیر می‌گذارد (هیگ[7]، (هیگ[7]، ۲۰۱۱، سالیوان[8]، ۲۰۱۴، اوزیلی[9]، ۲۰۲۰). با توجه به ادبیات موجود، انواع مختلفی از رویکردها و فرضیه‌ها در رابطه بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست وجود دارد. از یک‌سو، مشخص می‌شود که وضعیت کیفیت محیطی تحت تأثیر سطح رشد اقتصادی (درآمد سرانه) است که باعث ایجاد تغییراتی در سیاست‌های زیست‌محیطی می‌شود و این فرض را مشروع می‌سازد که هرچه رشد اقتصادی (درآمد سرانه) بیشتر باشد، آلودگی محیطی بیشتر خواهد بود. از سوی دیگر، فرض بر این است که توانایی مدیریت تغییرات اقلیمی به سطح رشد اقتصادی بستگی دارد و به شدت تحت تأثیر وضعیت بخش مالی،

1. Seker et al.
2. Baltic states: Estonia, Latvia, and Lithuania. Estonia, Latvia, Lithuania and Kaliningrad Oblast of Russia, exclaved from the remainder of Russia.
3. Kar
4. Hasanov et al.
5. Waqih et al.
6. Xu et al.
7. Haigh
8. Sullivan
9. Ozili

مؤسسات به خوبی طراحی شده، سیستم بهداشتی و سطوح تحصیلات است (اونوفری و همکاران[1]، ۲۰۲۲).

اما رشد اقتصادی هدف بسیاری از سیاست‌های اقتصادی دولت‌ها می‌باشد، اگرچه می‌تواند منجر به ایجاد زیان درنتیجه استفاده فزاینده از منابع طبیعی گردد، ازاین‌رو، یک تضاد بالقوه بین سیاست‌های اقتصادی و وضعیت محیط زیست وجود دارد، به‌طوری‌که کشورها امروزه به اهمیت مسائل زیست‌محیطی پی برده و برحسب نیاز و متقابلاً خطر نسبت به این مسئله به وضع برخی قوانین در سطح ملی و یا تنظیم توافق‌نامه‌های بین‌المللی پرداخته‌اند (توسعه پایدار). به‌طورکلی تأثیر رشد اقتصادی بر کیفیت محیط زیست و درنتیجه منحنی کوزنتس شامل سه اثر: مقیاس، ترکیب و تکنولوژی است (گروسمن و کروگر، ۱۹۹۱):

- **اثر مقیاس**[2]، بیان می‌کند در اثر رشد اقتصادی، تولید محصولات افزایش‌یافته و از آنجا که افزایش تولید، نیازمند مصرف نهاده بیشتر است، بنابراین منابع طبیعی بیشتری در فرآیند تولید استفاده شده که این مسئله باعث کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود.
- **اثر ترکیب**[3]، بیان می‌کند هم‌زمان با رشد درآمد، ساختار اقتصادی نیز تغییر کرده و به‌تدریج فعالیت‌های پاک‌تر افزایش می‌یابند. بدین‌ترتیب، تغییر ساختار از منابع انرژی‌بر به سمت صنایع تکنولوژی بر منجر به آلودگی کمتر محیط زیست می‌شود.
- **اثر تکنولوژی**[4]، بیان می‌کند رشد اقتصادی با پیشرفت تکنولوژی همراه است. به‌طورکلی همگام با رشد اقتصادی، تکنولوژی‌های آلوده‌کننده با تکنولوژی‌های جدیدتر و پاک‌تر جایگزین می‌گردند. بدین‌ترتیب، سبب بهبود کیفیت محیط زیست می‌گردد.

بدین‌ترتیب، پژوهش حاضر یک رویکرد جدید با معرفی یک رفتار تغییر رژیم غیرخطی را پیشنهاد می‌کند. با انجام این کار، وجود یک نقطه عطف احتمالی که در آن رشد اقتصادی، کیفیت محیطی را بهبود می‌بخشد، به‌طور درون‌زا از داده‌ها شناسایی می‌شود. بنابراین مطالعه حاضر از یک رویکرد تجربی پیروی می‌کند که قادر می‌سازد تخمین مفیدی از انتشار کربن ارائه شود. از یک سو، می‌توانیم تأثیر ساختار مصرف انرژی

1. Onofrei et al.
2. Scale effect
3. Combination effect
4. Technology effect

بر انتشار کربن را باتوجه به سطح رشد اقتصادی (درآمد سرانه) اندازه‌گیری کنیم، زیرا کشورهایی با سطوح مصرف انرژی مشابه دارای سطوح متفاوتی از شدت انرژی هستند (تعریف‌شده به‌عنوان میزان مصرف انرژی در تولید ناخالص داخلی) و از سویی دیگر، می‌توانیم تأثیر رشد اقتصادی (درآمد سرانه) بر انتشار کربن را باتوجه به ساختار مصرف انرژی اندازه‌گیری کنیم.

۲-۲. پیشینه پژوهش

انتشار کربن حوزه‌ای بسیار مهم بوده که توجهات جهانی را به‌سوی خود جلب کرده است، بدون شک یکی از مهم‌ترین اهداف دستیابی به توسعه کم‌کربن است. پژوهش‌های ارائه شده نشان‌دهنده تأثیرگذاری عوامل مختلف بر انتشار کربن هستند. بدین‌ترتیب، در این بخش، به بررسی مطالعات انجام شده در حوزه انتشار کربن و عوامل تأثیرگذار بر آن پرداخته خواهد شد.

۱-۲-۲. مطالعات خارجی

اشرف و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات فضایی انتقال انرژی و باز بودن تجاری بر انتشار کربن از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ در ۷۵ کشور BRI پرداختند. یافته‌های برآورد شده از وقوع خودهمبستگی فضایی در انتشار کربن پشتیبانی می‌کند. باز بودن تجاری، مصرف گاز طبیعی و اثرات فضایی آن تأثیر مثبت، مصرف انرژی تجدیدپذیر و اثر فضایی آن تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی و اثر فضایی آن به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر انتشار کربن دارد.

لیو و همکاران[2] (۲۰۲۳) در پژوهشی تأثیر مصرف انرژی، توسعه اقتصادی و شهرنشینی بر انتشار کربن را با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی پانل[3] و رویکردهای میانگین گروه[4] برای کشور چین از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که شهرنشینی تأثیری بر کیفیت محیطی ندارد، اما مصرف انرژی به‌طور قابل توجهی آسیب‌های زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد.

1. Ashraf et al.
2. Liu et al.
3. Panel cointegration tests
4. PMG-ARDL

احمد و همکاران[1] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، فناوری اطلاعات و ارتباطات[2]، سرمایه انسانی و جهانی شدن بر تخریب محیط زیست در اقتصادهای OECD از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند. مطالعه حاضر از تکنیک‌های اقتصادسنجی پانل نسل دوم، یعنی آزمون‌های ریشه واحد پانل[3]، تکنیک هم‌انباشتگی[4]، ARDL مقطعی و AMG استفاده می‌کند. نتایج تأیید می‌کند که فناوری اطلاعات و ارتباطات، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و سرمایه انسانی به پایداری زیست‌محیطی در کشورهای OECD کمک می‌کنند.

مرشد و همکاران[5] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات زیست‌محیطی مصرف انرژی هسته‌ای و تجدیدپذیر، پیچیدگی اقتصادی و رشد اقتصادی در چارچوب کشورهای گروه هفت[6] برای سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که اگرچه مصرف انرژی هسته‌ای در کاهش انتشار کربن در بلندمدت مؤثر است، اما مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر باعث تخریب محیط زیست در کشورهای گروه هفت می‌شوند.

کاهولی و همکاران[7] (۲۰۲۲) در پژوهشی سعی دارند به‌طور تجربی رابطه بین مصرف انرژی، تخریب محیط زیست، تجارت، صنعتی‌شدن، شهرنشینی و رشد اقتصادی مربوط به اقتصاد عربستان سعودی را برای یک سری زمانی از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۹ بررسی کنند. برای بررسی هم انباشتگی، رابطه بلندمدت و برای تصمیم‌گیری جهت علیت، فناوری‌های تأخیر توزیع شده خودرگرسیون[8] و مدل تصحیح خطای برداری[9] را اعمال کرده‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش مصرف انرژی و تخریب محیط زیست رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. بااین‌حال، انرژی سهم قابل توجهی در بدتر شدن محیط زیست دارد.

اسلم و همکاران[10] (۲۰۲۱) در پژوهشی رابطه صنعتی شدن، رشد اقتصادی و انتشار کربن را برای اقتصاد چین با استفاده از مدل ARDL بین دوره ۱۹۶۲ تا ۲۰۱۸ همراه با باز بودن تجاری و تراکم جمعیت بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که تراکم جمعیت،

1. Ahmad et al.
2. Information communication technology (ICT)
3. CIPS and CADF
4. Westerlund
5. Murshed et al.
6. G7
7. Kahouli et al.
8. Autoregressive Distributed Lag technologies
9. Vector error correction model
10. Aslam et al.

صنعتی شدن و تجارت باعث افزایش انتشار کربن می‌شود، درحالی‌که رشد اقتصادی انتشار کربن را در بلندمدت بدتر می‌کند.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

تاجی و ایزدخواستی (۱۴۰۱) در مطالعه خود به بررسی اثر تولید ناخالص داخلی، تجارت بین‌الملل و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار کربن در کشورهای گروه D۸، با رویکرد داده‌های پانل در سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی مثبت و برای توان دوم آن، منفی است. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار کربن اثر معنی‌داری ندارد، همچنین شدت انرژی نیز تأثیری مثبت بر انتشار کربن دارد.

آرانی و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی ارتباط بین انتشار کربن و رشد اقتصادی (تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی) را با استفاده از مدل دوربین فضایی[1] و در چهارچوب داده‌های پانل فضایی[2] در میان استان‌های ایران طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۶ بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در مجموع تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی باعث افزایش انتشار کربن در سطح استان‌ها می‌شود، چرا که ضریب مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی از ضریب منفی تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی فضایی بزرگ‌تر است. یکی دیگر از متغیرهای مهم در افزایش انتشار کربن در سطح استان‌ها، شدت مصرف انرژی و وقفه فضایی آن می‌باشد که بالاترین ضرایب معنادار و مثبت را در مدل این مطالعه دارند.

آزادی (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی رابطه بین آلاینده‌های زیست‌محیطی، شدت مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک با استفاده از روش داده‌های پانلی برای دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه مثبتی بین شدت مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار کربن وجود دارد.

ناهیدی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار کربن را با استفاده از داده‌های ۱۶ کشور منتخب سازمان همکاری اسلامی در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ بررسی کردند. نتایج حاصل از برآورد مدل با تکنیک پانل نشان داد که در سطح معناداری ۵ درصد، وجود فرضیه U معکوس کوزنتس در کشورهای

1. Spatial Durbin Model (SDM)
2. Spatial panel data

مورد مطالعه صادق می‌باشد، زیرا ضریب مربوط به متغیر رشد تولید ناخالص داخلی و مجذور آن به ترتیب علامت مثبت و منفی می‌باشد. همچنین مصرف انرژی بر انتشار کربن تأثیر مثبت و معناداری داشته است.

کهنسال و بهرامی نسب (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین تولید ناخالص داخلی سرانه، انتشار سرانه کربن، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، میزان صادرات و واردات و مصرف انرژی‌های فسیلی در دورهٔ زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۵ پرداختند. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل مبین وجود ارتباط دوطرفه میان هریک از متغیرهای مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار سرانه کربن می‌باشد.

اما با در نظر داشتن مطالعات تجربی و پیشینه پژوهش مذکور، می‌توان به این نکته دست یافت که اگرچه تحقیقات پراکنده‌ای در مورد ارتباط بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) و انتشار کربن انجام شده است، اما کمتر مطالعه‌ای به بررسی تأثیر همزمان ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه (به‌عنوان متغیرهای انتقالی) بر انتشار کربن در ۳۷ کشور منتخب (با سطح درآمد متوسط به بالا) با مدل‌سازی اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی پرداخته است. شایان ذکر است که اگرچه اشرف و همکاران (۲۰۲۳) رابطه بین اثرات فضایی انتقال انرژی و انتشار کربن را بررسی کردند و یا آرانی و همکاران (۱۴۰۱) که ارتباط بین انتشار کربن و رشد اقتصادی را بررسی نمودند، اما هیچ‌گاه این متغیرها را در کنار هم و با مدل‌سازی اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] بررسی نکرده‌اند. بدین‌ترتیب، پژوهش حاضر با استفاده هم‌زمان از تأثیر دو متغیر انتقالی ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کربن به کمک رگرسیون انتقال ملایم پانلی دارای نوآوری مختص به خود است. بدین‌ترتیب، در بخش بعدی به بیان روش‌شناسی پژوهش، معرفی و تصریح مدل و متغیرهای مورداستفاده پرداخته شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

مدل‌های مختلف داده‌های پانلی که به ضرایب رگرسیون اجازه می‌دهند در طول زمان و در واحدهای مقطعی (یا افراد) تغییر کنند، توسعه یافته‌اند (هسیائو[2]، ۲۰۰۳، و پسران[3]، ۲۰۱۵).

1. Panel smooth transition regression (PSTR)
2. Hsiao
3. Pesaran

این مدل‌ها شامل مدل‌های ضرایب تصادفی هستند که توسط هسیائو (۲۰۰۳) و پسران (۲۰۱۵) بررسی شده و مدل‌ها با ضرایبی هستند که تابعی از سایر متغیرهای برون‌زا می‌باشند. یک مثال خاص از نوع دوم ناهمگنی پارامترها، مدل رگرسیون آستانه پانل[1] است که توسط هانسن[2] (۱۹۹۹) توسعه یافته است. در این مدل، ضرایب رگرسیون بسته به مقدار متغیر قابل مشاهده دیگر، می‌توانند تعداد کمی از مقادیر مختلف را به خود اختصاص دهند. با تفسیری متفاوت می‌توان گفت، مشاهدات در پانل‌ها به تعداد کمی از مجموعه‌های همگن یا «رژیم‌ها» با ضرایب متفاوت در رژیم‌های مختلف تقسیم می‌شوند. یکی از ویژگی‌هایی که مدل رگرسیون آستانه پانل را کاملاً جذاب می‌کند این است که اگر متغیر به اصطلاح آستانه‌ای که برای گروه‌بندی مشاهدات استفاده می‌شود، متغیر باشد، افراد را محدود به ماندن در یک مجموعه برای تمام دوره‌های زمانی نمی‌کند. مدل رگرسیون آستانه پانل مشاهدات را به وضوح به چندین مجموعه یا گروه براساس مقدار متغیر آستانه تقسیم می‌کند، اما در عمل، این ممکن است همیشه امکان‌پذیر نباشد (گونزالس و همکاران، ۲۰۱۷).

در کنار این مدل، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانل که توسط هانسن (۱۹۹۹) ارائه شده را می‌توان به دو روش مختلف تفسیر کرد. اول، ممکن است به‌عنوان یک مدل پانل ناهمگن خطی با ضرایبی که در طول زمان متفاوت است، در نظر گرفته شود. ناهمگونی در ضرایب رگرسیون با فرض اینکه این ضرایب، توابع پیوسته یک متغیر قابل مشاهده به نام متغیر انتقال هستند، مجاز است. از آنجایی‌که متغیر انتقال احتمالاً برای افراد خاص و متغیر است، ضرایب رگرسیون مجاز است، برای هریک از افراد در پانل متفاوت باشد. دوم، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی را می‌توان به سادگی به‌عنوان یک مدل پانل همگن غیرخطی در نظر گرفت. تفسیر اخیر درواقع در زمینه رگرسیون انتقال هموار تک معادله‌ای[3] یا مدل‌های خودرگرسیون انتقال ملایم تک متغیره[4] رایج است (تراسویرتا[5]، ۱۹۹۴، ۱۹۹۸). مدل ذیل براساس مقاله گونزالس و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد. مدل پایه رگرسیون انتقال ملایم پانلی با دو رژیم به صورت رابطه ۱ تعریف شده است:

1. Panel threshold regression model (PTR)
2. Hansen
3. Single-equation smooth transition regression (STR)
4 Univariate smooth transition autoregression
5. Ter¨asvirta

$$Y_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad (۱)$$

طبق رابطه ۱، $i = 1,\ldots, n$ و $t = 1,\ldots,T$، به ترتیب ابعاد مقطع و زمانی پانل را نشان می‌دهند. متغیر وابسته y_{it} یک اسکالر است، x_{it} یک بردار k بعدی از متغیرهای برون‌زا متغیر با زمان است، μ_i و λ_t به ترتیب اثرات فردی ثابت و اثرات زمان را نشان می‌دهند و واحد خطاها هستند. علاوه بر این، خروجی‌های رگرسیون برون‌زا فرض می‌شوند. تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ در رابطه ۱، یک تابع پیوسته از متغیر قابل مشاهده q_{it} است و نرمال شده است تا بین صفر و یک محدود شود. این دو مقدار با ضرایب رگرسیون β_0 و $\beta_0 + \beta_1$ مرتبط هستند (تراسویرتا، ۱۹۹۴، ۱۹۹۸، جانسن و تراسویرتا[1]، ۱۹۹۶). با استفاده از مشخصات تابع لجستیکی طبق رابطه ۲:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)]\}^{-1}, \quad \text{with } \gamma > 0 \text{ and } C_1 < C_2 < \ldots < C_m \quad (۲)$$

که در آن $c = (c_1, \ldots, c_m)$ یک بردار m بعدی از پارامترهای مکان است و پارامتر شیب γ صافی انتقال‌ها را تعیین می‌کند. در عمل معمولاً کافی است که $m = 1$ یا $m = 2$ در نظر گرفته شود، زیرا این مقادیر اجازه می‌دهند تا انواع مختلفی از تغییرات در پارامترها را که معمولاً با آن مواجه هستند، در نظر بگیرند. برای $m = 1$، مدل نشان می‌دهد که دو رژیم شدید با مقادیر کم و بالای q_{it} همراه هستند و با یک انتقال یکنواخت ضرایب از β_0 به $\beta_0 + \beta_1$ با افزایش q_{it}، در آن تغییر حول c_1 متمرکز می‌شود. همچنین تعمیم مدل PSTR برای به بیش از دو رژیم مختلف، مطابق رابطه ۳ است:

$$y_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta'_0 x_{it} + \sum_{j=1}^{r} + \beta'_j x_{it} g_j\left(q_{it}^j; \gamma_j, c_j\right) + u_{it} \quad (۳)$$

که در آن توابع انتقال $g_j(q^j_{it}; \gamma_j, c_j)$، $j = 1,\ldots,r$، با درجات چند جمله‌ای m_j تعریف می‌شوند. درنتیجه، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی افزایشی را می‌توان به‌عنوان تعمیم مدل آستانه پانل رژیم چندگانه در هانسن (۱۹۹۹) مشاهده کرد (گونزالس و همکاران، ۲۰۱۷). علاوه بر این، زمانی که بزرگ‌ترین مدلی که فرد مایل به در نظر گرفتن آن است، یک مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی دو رژیمی با $r = 1$ و $m = 1$ یا $m = 2$ است، رابطه ۳ نقشی در ارزیابی مدل برآورد شده ایفا می‌کند. همچنین براساس مطالعات انجام شده

1. Jansen

توسط جود[1] (۲۰۱۰) تخمین شامل مراحل مختلفی است. ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رابطه غیرخطی میان متغیرها انتخاب شود.

اگرچه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر H0=γ=0 یا H0=β1=0 انجام شود، اما از آن‌جاکه مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای نامعین است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیراستاندارد هستند. به منظور حل این مشکل، لوکنن و همکاران[2] (۱۹۸۸) استفاده از تقریب تیلور[3] تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌اند. همچنین گونزالس و همکاران (۲۰۰۵) در این خصوص تقریب تیلور تابع انتقال $G_j(q_{it}{}^j;\lambda_j,C_j)$ را بر حسب پارامتر γ حول مقدار γ=۰ پیشنهاد نموده‌اند که به صورت رابطه ۴ است.

$$Y_{it}=\mu_i+\beta_0X_{it}+\beta_1X_{it}q_{it}+\beta_mX_{it}q_{it}{}^m+U_{it} \quad (۴)$$

براساس رابطه فوق، فرضیه صفر بیانگر خطی بودن رابطه بین متغیرها است. رد فرضیه صفر دلالت بر وجود رابطه غیر خطی و عدم رد آن وجود رابطه خطی بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به‌منظور آزمون این فرضیه به تبعیت از کولیتاز و هارولین[4] (۲۰۰۶) از آماره‌های لاگرانژ والد[5]، ضریب لاگرانژ فیشر[6] و نسبت درست نمایی استفاده می‌شود که براساس روابط زیر (روابط ۵، ۶ و ۷) محاسبه می‌شوند.

$$LM_W=\frac{TN(SSR0-SSR1)}{SSR0} \quad (۵)$$

$$LM_F=\frac{[(SSR0-SSR1)/Km}{SSR0/(TN-N-mK)]} \quad (۶)$$

$$LR=-2[LOG(SSR1)-LOG(SSR0)] \quad (۷)$$

1. Jude
2. Luukkonen et al.
3. The Taylor approximation
4. Colletaz and Hurlin
5. Wald's Lagrange coefficient
6. Fisher's Lagrange coefficient

در روابط فوق SSR_0 مجموع باقی‌مانده مدل پانل خطی و SSR_1 مجموع مربعات باقی مانده غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم پانلی است. همچنین T دوره زمانی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه‌ای می‌باشد. در شرایطی که نتایج به دست آمده بر یک الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی دلالت کند، در مرحله بعد لازم است تا تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل غیرخطی مدل انتخاب شود. برای این منظور فرضیه صفر، وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. مراحل این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون قرار می‌گیرد. این تقریب به صورت رابطه ۸ است.

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} G_j\left(q_{it}{}^1; \lambda_j, C_j\right) + \beta_{21} X_{it} q_{it}{}^2 + \cdots + \beta_{2m} X_{it} q_{it}{}^{2m} + U_{it} \quad (۸)$$

در ادامه لازم است تا با توجه به رابطه ۸، آزمون نبود رابطه غیرخطی باقی‌مانده‌ها به‌وسیله آزمون فرضیه صفر انجام شود. چنانچه فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند، اما در صورت رد این فرض، حداقل دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون می‌شود. این فرآیند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، ادامه می‌یابد.

بدین ترتیب، در پژوهش حاضر به‌منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کربن مدل تصریح شده به‌صورت رابطه ۹ است:

$$\begin{aligned} \mathrm{LnCO_{2it}} = {} & \mu_i + \beta_0 \mathrm{LnES}_{it} + \beta_1 \mathrm{LnGDP}_{it} + \beta_2 \mathrm{LnUrban}_{it} + \beta_3 \mathrm{LnTrade}_{it} \\ & + (\beta_0 \mathrm{LnES}_{it} + \beta_1 \mathrm{LnGDP}_{it} + \beta_2 \mathrm{LnUrban}_{it} + \beta_3 \mathrm{LnTrade}_{it}) \\ & * \; G_j\left(q_{it}{}^j; \lambda_j, C_j\right) + U_{it} \end{aligned} \quad (۹)$$

در رابطه ۹، $\mathrm{LnCO_{2it}}$ معرف لگاریتم انتشارکربن، LnES_{it} معرف لگاریتم ساختار مصرف انرژی، LnGDP_{it} معرف لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، $\mathrm{LnUrban}_{it}$ معرف لگاریتم شهرنشینی، $\mathrm{LnTrade}_{it}$ معرف لگاریتم بازبودن تجاری و همچنین $G_j\left(q_{it}{}^j; \lambda_j, C_j\right)$ تابع انتقال می‌باشد. $\mathrm{U_{it}}$ جزء خطای مرکب و در نهایت μ_i بیانگر اثرات مقطعی می‌باشد. در جدول ۱ به تعریف متغیرهای مورد استفاده و نیز منبع هرکدام پرداخته شده است.

جدول ۱. متغیرهای مورداستفاده در مدل[1]

متغیر	نام اختصاری	توضیح	نوع متغیر	منبع
انتشار کربن	$LnCO_2$	انتشار کربن، انتشارات ناشی از سوزاندن سوخت‌های فسیلی است و براساس (تن متریک سرانه) اندازه‌گیری می‌شود.	متغیر وابسته	بانک جهانی[2]
ساختار مصرف انرژی	LnES	مصرف انرژی کل مقدار انرژی مورد نیاز برای یک فرایند معین است و بر حسب کیلووات‌ساعت اندازه‌گیری می‌شود. این شامل استفاده از برق، گاز طبیعی، گازوئیل، نفت و زیست توده است. همچنین در پژوهش حاضر از نسبت انرژی فسیلی به کل انرژی استفاده شده است.	متغیر مستقل (متغیر انتقال)	پایگاه جهان ما درداده
تولید ناخالص داخلی سرانه	LnGDP	تولید ناخالص داخلی سرانه (دلار آمریکا ثابت ۲۰۱۵). تولید ناخالص داخلی تقسیم بر جمعیت میان‌سال است. تولید ناخالص داخلی مجموع ارزش ناخالص اضافه‌شده توسط همه تولیدکنندگان مقیم در اقتصاد به‌اضافه هرگونه مالیات بر محصول و منهای یارانه‌هایی است که در ارزش محصولات لحاظ نشده است.	متغیر مستقل (متغیر انتقال)	بانک جهانی
شهرنشینی	LnUrban	شهرنشینی افزایش نسبت جمعیتی است که در شهرها زندگی می‌کنند و براساس درصدی از کل جمعیت اندازه‌گیری می‌شود.	متغیر کنترلی	بانک جهانی
بازبودن تجاری	LnTrade	بازبودن تجاری به جهت‌گیری بیرونی یا درونی اقتصاد یک کشور اشاره دارد و به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود.	متغیر کنترلی	بانک جهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

٤. تجزیه و تحلیل داده‌ها

با توجه به شناخت کافی از ماهیت و تعاریف متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر، در ادامه به تجزیه و تحلیل نتایج به دست آمده از بستر تخمین مدل اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی در بستر نرم‌افزار Eviews12 و Matlab2022 پرداخته خواهد شد.

۱. شایان ذکر است که در جریان مطالعه حاضر از متغیرهای مورد بررسی لگاریتم طبیعی گرفته شده است، چراکه لگاریتم‌گیری موجب کاهش چولگی مثبت داده‌ها شده، از سویی دیگر، اثر داده‌های پرت را کم کرده و همچنین به برقراری فروض کلاسیک کمک می‌کند. همچنین متغیرهای ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده‌اند، زیرا امکان وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها را محتمل می‌سازد و انتظار می‌رود با تغییر این دو متغیر در کشورهای مختلف، میزان انتشار کربن نیز تغییر یابد.

2. World bank

۱-٤. نتایج آمار توصیفی و آزمون ایستایی

براساس اطلاعات به دست آمده از آمار توصیفی در قالب جدول ۲، به دلیل تعداد کم کشورهای مورد مطالعه و نیز تعداد سال‌های بررسی شده، تنها به گزارش مختصری از آمار توصیفی پرداخته شده است.

جدول ۲. نتایج آمار توصیفی

نام متغیرها	میانگین	میانه	بیشترین	کمترین	انحراف معیار
$LnCO_2$	۲/۰۱۱	۲/۰۷۸	۳/۲۱۱	۰/۱۵۵	۰/٥٦٥
LnES	٤/۲۲۸	٤/۳٥۷	٤/٥۷٥	۲/۳۲۷	۰/٤۰٥
LnGDP	۱۰/۱۷۹	۱۰/۳۸۰	۱۱/٦۸۸	۷/۱۸۹	۰/۷۸۳
LnUrban	٤/۲۹۱	٤/۳٤۸	٤/٥۸۳	۳/۰٥۹	۰/۲٥٦
LnTrade	٤/٤۲۸	٤/۳۸۷	٦/۰۱٦	۳/۰۲۹	۰/٥۰۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین مطابق با ادبیات اقتصادسنجی، برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، بایستی در ابتدا آزمون ایستایی را بررسی کرد. بدین ترتیب، از آزمون لوین، لین و چو[1] استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود یک ریشه واحد است. نتایج آزمون در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش گویای آن است که تمامی متغیرها در سطح ایستا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ایستایی

نام متغیرها	سطح احتمال	آماره T	درجه مانایی
$LnCO_2$	۰/۰۰۰*	- ٤/۳٤۷	I (0)
LnES	۰/۰۰۰*	- ٤/٥۰۱	I (0)
LnGDP	۰/۰۰۰*	- ۸/۹٦۱	I (0)
LnUrban	۰/۰۱٥*	- ۲/۱۷۰	I (0)
LnTrade	۰/۰۰۰*	- ٥/۹۷۷	I (0)

* نشان‌دهنده معناداری در سطح (۰/۰٥) است

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Liven, Lin and Chu (LLC)

۲-٤. برآورد مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی

باتوجه به مباحث مطرح‌شده، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن را در مقابل وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی با در نظرگرفتن دو متغیر انتقال (ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه) در دو الگوی مجزا آزمون شده است. این مرحله هم از نظر اقتصادی و هم از نظر آماری مهم است. خروجی نرم‌افزار متلب[1] برای آزمون مذکور در جدول ۴ نشان داده شده است. تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست‌نمایی برای یک و دو حد آستانه‌ای (m=1) و (m=2)، وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی را در سطح معناداری ۰/۰۵ تأیید می‌کنند.

جدول ٤. آزمون وجود رابطه غیرخطی (مدل PSTR)

مدل: متغیر انتقال	حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
مدل ۱: لگاریتم ساختار مصرف انرژی	۱٥٤/٦٦٨ (۰/۰۰۰)	۷۱/۲٥٤ (۰/۰۰۰)	۱۸۹/۰٤۲ (۰/۰۰۰)	۲٦٤/٥۹٤ (۰/۰۰۰)	۷۷/۷٤۹ (۰/۰۰۰)	۳٥۹/٤٦۷ (۰/۰۰۰)
مدل ۲: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۱۷/۸۱۲ (۰/۰۰۰)	٥/٦۹۲ (۰/۰۰۱)	۱۸/۱۰٤ (۰/۰۰۰)	۱۹/۱٤٥ (۰/۰۰٤)	۳/۰٤۹ (۰/۰۰٦)	۱۹/٤۸۳ (۰/۰۰۳)
H0: r = 0 vs H1:r = 1						

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را گزارش می‌کند.

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقی‌مانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی نمود. برای این منظور به پیروی از گونزالس و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، فرضیه صفر وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی با یک تابع انتقال درمقابل فرضیه وجود الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون گرفته است که نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. نتایج مندرج در جدول نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال، در هر دو حالت یک و دو حد آستانه‌ای

1. Matlab

در سطح معناداری ۰/۰۵ رد نشده است. بنابراین یک تابع انتقال قادر به تصریح رفتار غیرخطی میان انتشار دی‌اکسیدکربن و متغیرهای انتقال (ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه) می‌باشد.

جدول ۵. آزمون وجود رابطه غیرخطی باقی‌مانده

مدل: متغیر انتقال	حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود دو حد آستانه‌ای (m=2)		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
مدل ۱: لگاریتم ساختار مصرف انرژی	۱/۰۵٤ (۰/۷۸۸)	۰/۳۲۱ (۰/۸۱۰)	۱/۰۵۵ (۰/۷۸۸)	−۱/۰٤۰ (۱/۰۰۰)	−۰/۱۵۸ (۱/۰۰۰)	−۱/۰۳۹ (۱/۰۰۰)
مدل ۲: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۱۱۱ (۰/۹۹۰)	۰/۰۳٤ (۰/۹۹۲)	۰/۱۱۱ (۰/۹۹۰)	۳/۷۵۲ (۰/۷۱۰)	۰/۵۷٤ (۰/۷۵۱)	۳/۷٦۵ (۰/۷۰۸)
H0: r = 1 vs H1:r = 2						

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره را گزارش می‌کند.

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از بررسی غیرخطی‌بودن و مشخص نمودن تعداد توابع انتقال، در مرحله بعد بایستی حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد (حالت بهینه تعداد حد آستانه‌ای). برای این منظور براساس معیارهای شوارتز[1] و آکائیک[2] و مجموع مجذور باقی‌مانده‌ها به پیروی از جود (۲۰۱۰)، مدل بهینه براساس حداقل مقدار انتخاب می‌گردد. نتایج در جدول ۶ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که براساس معیارهای شوارتز و آکاییک، انتخاب مدل براساس حداقل مقدار، مدل PSTR با یک حد آستانه‌ای (m=1) می‌باشد.

جدول ٦. تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

مدل: متغیر انتقال	M=1			M=2		
	AIC	BIC	RSS	AIC	BIC	RSS
مدل ۱: لگاریتم ساختار مصرف انرژی	−۱/٤۱٤	−۱/۳۵۲	۱۲۸/۹۳۳	−۱/٤۰۹	−۱/۳۳۹	۱۲۸/۹۲۵
مدل ۲: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	−۱/٤۰۷	−۱/۳٤۵	۱۲۹/۹۱۱	−۱/٤۰۲	−۱/۳۳۲	۱۲۹/۸۸۸

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Schwartz
2. Akaike

پس از تعیین تعداد توابع انتقال و حد آستانه‌ای بهینه، یک مدل دو رژیمی برآورد می‌شود که نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل PSTR

مدل	(۱)		(۲)	
متغیر آستانه	لگاریتم ساختار مصرف انرژی		لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	
پارامتر	قسمت خطی مدل	قسمت غیرخطی مدل	قسمت خطی مدل	قسمت غیرخطی مدل
لگاریتم ساختار مصرف انرژی	–	–	۰/۸۲٤٥ (۸/۹۸۲٤)	۰/۳٥٤۳ (-٤/۹٥۸۸)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۰۱٥٤ (-۲/۷٦۳۳)	۰/۸۳۳٥ (۲/۳۳۳٤)	–	–
لگاریتم شهرنشینی	۰/۳٤٥ (٥/٥۷۹۳)	۱/۷٦۷۱ (۳/۹۰۹٥)	۲/۸۷٦٤ (۹/۲٥۸۳)	۰/۸٦٤۷ (۹/٦۷٦۰)
لگاریتم بازبودن تجاری	۰/۰۱۸ (۳/٥٤۷۰)	۱/٦۹۸۳ (۲/٤٦۸٤)	۰/۳٤٤۳ (٤/٥۸٤۸)	۰/٤٤۷۸ (۷/۹۳۸۲)
γ پارامتر شیب	۲/۳۸۳٦		٤/٥۷۹۹	
C مکان وقوع تغییر رژیم	۱٥/۹۸٥۷		۹/۱۹۲٤	

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل اول، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل سرعت تعدیل ۲/۳۸۳۶ بوده و مکان وقوع تغییر رژیم و عبور از حد آستانه‌ای نیز ۱۵/۹۸۵۷ به دست آمده است. همچنین در مدل دوم، پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل سرعت تعدیل ۴/۵۷۹۹ بوده و مکان وقوع تغییر رژیم و عبور از حد آستانه‌ای نیز ۹/۱۹۲۴ به دست‌آمده است.

برای مدل اول، رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال کمتر از حد آستانه‌ای (محل وقوع تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و مدل به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnCO_2 = ۰/۰۱۵۴\ LnGDP + ۰/۳۴۵ LnUrban + ۰/۰۱۸\ LnTrade$$

تمامی ضرایب برآوردشده در مدل خطی فوق در سطح آماری یک درصد معنی‌دار هستند. همچنین رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال (ساختار مصرف انرژی) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و مدل در این رژیم به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnCO_2 = ۰/۸۴۸۹\ LnGDP + ۲/۱۱۲۱\ LnUrban + ۱/۶۸۰۳\ LnTrade$$

تمامی ضرایب برآوردشده در مدل غیرخطی هم در سطح آماری یک درصد معنی‌دار هستند. بدین‌ترتیب، نتایج حاصل از تخمین مدل با متغیر آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه در هر دو رژیم دارای اثری مثبت بر انتشار کربن است، اما در رژیم دوم و با عبور از حد آستانه‌ای اثرگذاری آن بر انتشار کربن بیشتر می‌شود. شهرنشینی در هر دو رژیم دارای اثری مثبت بر انتشار کربن است و در رژیم اول اثرگذاری آن بر انتشار کربن کمتر است. همچنین باز بودن تجاری در هر دو رژیم دارای اثری مثبت بر انتشار کربن است، اما در رژیم دوم و با عبور از حد آستانه‌ای اثرگذاری آن بر انتشار کربن بیشتر می‌شود.

همچنین برای مدل دوم، رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال کم‌تر از حد آستانه‌ای (محل وقوع تغییر رژیم) است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و مدل به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnCO_2 = ۰/۸۲۴۵\ LnES + ۲/۸۷۶۴\ LnUrban + ۰/۳۴۴۳\ LnTrade$$

تمامی ضرایب برآوردشده در مدل خطی فوق در سطح آماری یک درصد معنی‌دار هستند. همچنین رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، اما مقدار متغیر انتقال (تولید ناخالص داخلی سرانه) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای است که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و مدل در این رژیم به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnCO_2 = ۰/۴۷۰۲\ LnES + ۲/۰۱۱۷\ LnUrban + ۰/۱۰۳۵\ LnTrade$$

تمامی ضرایب برآوردشده در مدل غیرخطی هم در سطح آماری یک درصد معنی‌دار هستند. بدین‌ترتیب، نتایج حاصل از تخمین مدل با متغیر آستانه‌ای تولید ناخالص داخلی سرانه نشان می‌دهد که ساختار مصرف انرژی در هر دو رژیم دارای اثری مثبت بر انتشار کربن است، اما در رژیم دوم و با عبور از حد آستانه‌ای اثرگذاری آن بر انتشار کربن کم‌تر می‌شود. شهرنشینی در هر دو رژیم دارای اثری مثبت بر انتشار کربن است و در رژیم دوم و با عبور از حد آستانه‌ای اثرگذاری آن بر انتشار کربن کم‌تر می‌شود. همچنین بازبودن تجاری در هر دو رژیم دارای اثری مثبت بر انتشار کربن است و در رژیم اول اثرگذاری آن بر انتشار کربن بیشتر می‌باشد.

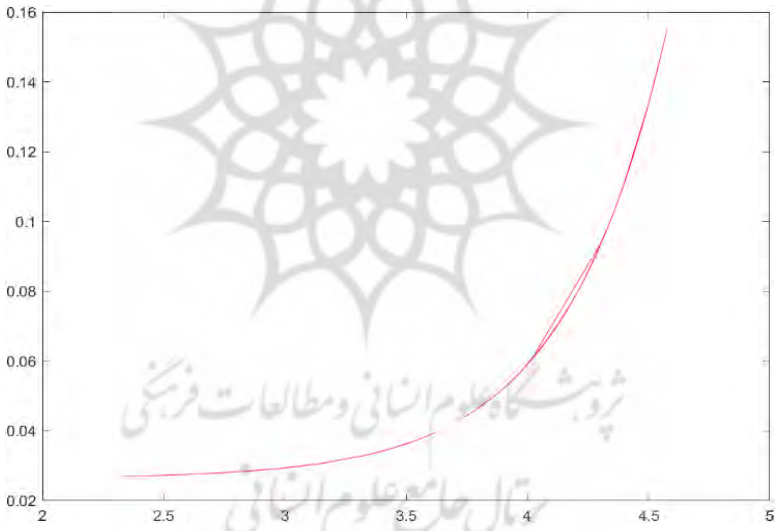
بدین‌ترتیب باتوجه‌به نتایج به دست آمده از هر دو مدل می‌توان به این مهم دست یافت که تولید ناخالص داخلی سرانه (در حالت آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی) و ساختار مصرف انرژی (در حالت آستانه‌ای تولید ناخالص داخلی سرانه) دارای اثری مثبت بر انتشار کربن می‌باشند. همچنین شهرنشینی و بازبودن تجاری در هر دو مدل دارای اثری مثبت بر انتشار کربن هستند.

به صورت دقیق‌تر می‌توان به این مهم دست یافت که ساختار مصرف انرژی درواقع سهم انرژی‌های تجدیدناپذیر از کل انرژی است و افزایش میزان ساختار مصرف انرژی به معنی مصرف بیشتر از انرژی‌های تجدیدناپذیر است که منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود، زیرا سهم عمده‌ای از گازهای گلخانه‌ای را گاز دی‌اکسیدکربن تشکیل می‌دهد و این گاز عمدتاً بر اثر سوختن منابع انرژی فسیلی تولید می‌شود (خاکی و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین، تولید ناخالص داخلی سرانه سبب تخریب محیط زیست می‌شود و بدین ترتیب، فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی که ارتباط فرضی بین شاخص‌های تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی است را نشان می‌دهد و مطرح می‌کند که شدت تخریب محیط زیست با رشد اقتصادی افزایش می‌یابد تا زمانی‌که درآمد متوسط به یک نقطه خاص در طول دوره توسعه برسد. همچنین در مورد سایر متغیرهای توضیحی، مانند متغیر شهرنشینی نیز می‌توان بیان کرد که افزایش جمعیت شهرنشینی میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را افزایش می‌دهد و این مسئله می‌تواند مربوط به افزایش مصرف انرژی و به‌ویژه انرژی‌های فسیلی باشد که مطابق با یافته‌های خاکی و همکاران (۱۴۰۱) می‌باشد. همچنین بازشدن درب‌های اقتصاد به سمت بازارهای جهانی باعث ورود فناوری‌های تولیدی به

کشور شده که می‌تواند باعث افزایش انتشار کربن شود. بسته به اینکه محتوای آلودگی کدام گروه از کالاها (صادراتی و یا وارداتی) بیشتر باشد، تجارت بین‌الملل بر میزان انتشار کربن تأثیر مثبت و یا منفی خواهد داشت. یافته پژوهش حاضر مطابق با مطالعات آنگ[1] (۲۰۰۹) و هالیچی اوغلو[2] (۲۰۰۹) می‌باشد.

همچنین، ضرایب تخمینی متغیر انتشار کربن (به‌عنوان متغیر وابسته) باتوجه به سطوح مختلف متغیرهای ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه (به‌عنوان متغیرهای انتقال) و پارامتر شیب محاسبه شده و در نمودارهای ذیل نشان داده شده است. در نمودار ۱ متغیر انتشار کربن در مقابل متغیر انتقال (ساختار مصرف انرژی) ارائه شده است. همان‌طور که در نمودار ۱ نیز مشخص است، رابطه مثبتی بین ساختار مصرف انرژی و انتشار کربن وجود دارد.

نمودار ۱. متغیر انتشار کربن درمقابل متغیر انتقال (ساختار مصرف انرژی)

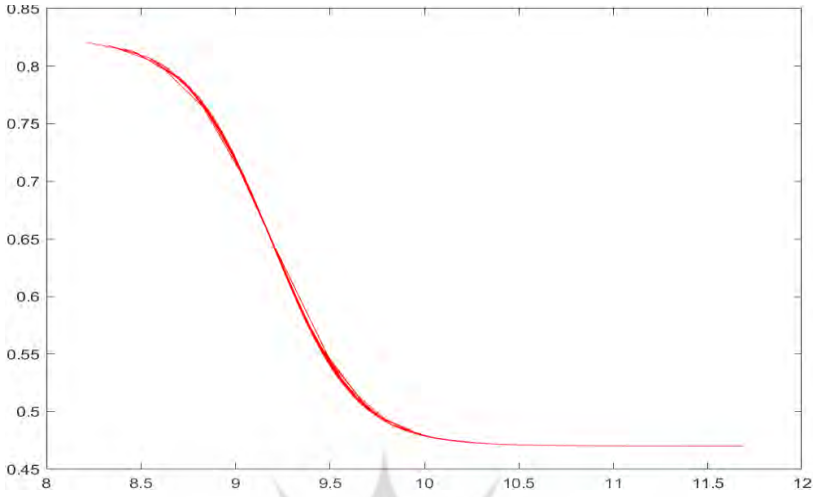


منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲ همچنین متغیر انتشار کربن را برحسب متغیر انتقال (تولید ناخالص داخلی سرانه) نشان می‌دهد. نتایج مبین آن است که ارتباط مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد.

1. Ang
2. Halicioglu

نمودار ۲. متغیر انتشار کربن در مقابل متغیر انتقال (تولید ناخالص داخلی سرانه)



منبع: یافته‌های پژوهش

۵. بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر آستانه‌ای دو متغیر ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کربن در ۳۷ کشور منتخب طی دوره زمانی ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۹ می‌باشد. برای این منظور از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) استفاده گردید. نتایج بر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه در هر دو الگو دلالت می‌کند. همچنین پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال رژیم می‌باشد، در مدل دوم (زمانی‌که تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده است) بیشتر از مدل اول (زمانی که ساختار مصرف انرژی به‌عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شده است) می‌باشد. بدین‌ترتیب، با توجه به نتایج به دست آمده از هر دو مدل می‌توان به این مهم دست یافت که تولید ناخالص داخلی سرانه (در حالت آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی) و ساختار مصرف انرژی (در حالت آستانه‌ای تولید ناخالص داخلی سرانه) دارای اثری مثبت بر انتشار کربن می‌باشند. همچنین شهرنشینی و باز بودن تجاری در هر دو مدل دارای اثری مثبت بر انتشار کربن می‌باشند. بنابراین با توجه به نتایج ذکرشده مطرح کردن سیاست‌هایی که به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و ارتقا پایداری زیست‌محیطی منجر شوند، می‌تواند مؤثر باشد. البته سیاست‌ها بسته به شرایط خاص هر کشور متغیر هستند، اما در کل می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد: ارتقا استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر (مانند انرژی‌های بادی و

خورشیدی) که این اقدام می‌تواند به کاهش وابستگی به سوخت‌های فسیلی و انتشار گازهای گلخانه‌ای کمک کند، سیاست‌های تشویقی برای استفاده از حمل‌ونقل عمومی که می‌تواند به کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی کمک کند، تشویق به نوآوری در فناوری‌های پاک و کم‌مصرف انرژی که توسعه صنایع پایدار را حمایت کرده و به افزایش بهره‌وری انرژی منجر می‌شود، اجرای تدابیر زیست‌محیطی در صنایع مختلف برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای (مانند استفاده از فناوری‌های کم‌انتشار) که می‌تواند به تحقق اهداف محیطی کمک نماید، تعیین استانداردهایی برای فعالیت‌های اقتصادی که می‌تواند به کاهش انتشارات زیست‌محیطی کمک کند، تشویق به استفاده از فناوری‌های پاک (این تشویق می‌تواند شامل اعطای تسهیلات مالی، تخفیف مالیاتی و تشویق به تحقیق و توسعه در زمینه انرژی‌های پاک باشد)، برنامه‌ها و سیاست‌هایی برای کاهش شهرنشینی و ترغیب به توسعه مناطق روستایی (می‌تواند شامل ایجاد مزایای مالی، تسهیلات زیرساختی و فرصت‌های شغلی در مناطق غیر شهری باشد) و سیاست‌های تشویقی برای تجارت پایدار و کاهش انتشار کربن در زنجیره تأمین (می‌تواند شامل تشویق به تجارت محلی باشد).

٦. تعارض منافع

تعارض منافعی نداریم.

۷. سپاسگزاری

نویسندگان پژوهش حاضر از داوران محترم بابت ارائه نظرات و پیشنهادهای ارزشمند کمال تشکر و قدردانی را دارند.

ORCID

Seyyed Mohammad Ghaem Zabihi https://orcid.org/0000-0001-6677-3418
Rasta Kamalian: https://orcid.org/0009-0002-2824-2610
Fatemeh Akbari: https://orcid.org/0009-0007-1142-4924
Ali Akbar Naji Meidani https://orcid.org/ 0000-0002-0455-1585

۸. منابع

آزادی، آذین. (۱۴۰۰). بررسی رابطه بین شدت مصرف انرژی و انتشار آلودگی: با رویکرد مدل‌های هم‌انباشتگی. *یازدهمین کنفرانس بین‌المللی راهکارهای نوین در مهندسی، علوم اطلاعات و فناوری در قرن پیش‌رو*، https://civilica.com/doc/1331002

خاکی، نرگس؛ خورسندی، مرتضی؛ محمدی، تیمور؛ فریدزاد، علی و عزیزی، زهرا. (۱۴۰۱). تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای منتخب صادرکننده نفت: رویکرد مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR). *پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۰(۳۹)، ۱۲۵-۹۹.

عبدالهی آرانی، مصعب؛ منصوری، نسرین؛ جانی، سیاوش و آقایی، نوشین. (۱۴۰۱). انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی: تحلیلی فضایی در میان استان‌های ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۳(۴۹)، https://doi.org/10.30473/egdr.2022.60860.6310

کهنسال، محمدرضا و بهرامی نسب، مهسا. (۱۳۹۸). ارزیابی رابطه مصرف انرژی و آلودگی با رشد اقتصادی در راستای سیاست‌های کلی محیط‌زیست. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷(۲۸)، ۵۲۵-۵۰۰. https://doi.org/10.32598/JMSP.7.4.1

ناهیدی امیرخیز، محمدرضا؛ رحیم‌زاده، فرزاد و شکوهی‌فرد، سیامک. (۱۳۹۹). بررسی رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای (مطالعه موردی: کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی). *علوم و تکنولوژی محیط‌زیست*، ۲۲(۳)، ۱۳-۲۶. https://doi.org/10.22034/jest.2018.24919.3396

نگین تاجی، زریر و ایزدخواستی، حجت. (۱۴۰۱). تأثیر تجارت بین‌الملل و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای عضو گروه D8 با رویکرد داده‌های پانل. *پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۱(۴۴)، ۱۹۲-۱۶۱. https://doi.org/10.22054/jiee.2023.70446.1953

References

A.C. Marques, J.A. Fuinhas, Is renewable energy effective in promoting growth? *Energy Pol*. 46 (2012) 434e442.

Abdollahi Arani, M., Mansouri, N., jani, S., & Aghyee, N. (2023). Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: A Spatial Analysis Among Iranian Provinces. *Economic Growth and Development Research*, *13*(49), 54-33. https://doi.org/10.30473/egdr.2022.60860.6310. [in persian]

Ahmad, M., Kuldasheva, Z., Nasriddinov, F., Balbaa, M. E., & Fahlevi, M. (2023). Is achieving environmental sustainability dependent on information communication technology and globalization? Evidence from selected OECD countries. *Environmental Technology & Innovation*, 31, 103178. https://doi.org/10.1016/j.eti.2023.103178.

Ang, J. B. (2009). CO2 emissions, research and technology transfer in China. *Ecological Economics*, 68(10), 2658-65. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2009.05.002.

Armeanu DŞ, Gherghina ŞC, Pasmangiu G (2019) Exploring the causal nexus between energy consumption, environmental pollution and economic growth: empirical evidence from Central and Eastern Europe. *Energies* 12(19):3704.

Ashraf, J., Ashraf, Z., & Javed, A. (2023). The spatial spillover effects of energy transition and trade openness on CO2 emissions. *Energy and Buildings*, 292, 113167. https://doi.org/10.1016/j.enbuild.2023.113167.

Aslam, B., Hu, J., Shahab, S., Ahmad, A., Saleem, M., Shah, S. S. A., Javed, M. S., Aslam, M. K., Hussain, S., & Hassan, M. (2021). The nexus of industrialization, GDP per capita and CO2 emission in China. *Environmental Technology & Innovation*, 23, 101674. https://doi.org/10.1016/j.eti.2021.101674.

Azadi, A. (2021). Investigating the relationship between the intensity of energy consumption and the emission of pollution: with the approach of accumulation models, *the 11th international conference on new solutions in engineering, information science and technology in the coming century*, https://civilica.com/doc/1331002. [in persian]

Bimonte, S., Stabile, A., 2017. Land consumption and income in Italy: a case of inverted EKC. *Ecological Economics* 131, 36-43.

Chaoyi Chen, Mehmet Pinar, Thanasis Stengos, Renewable energy and CO2 emissions: New evidence with the panel threshold model, *Renewable Energy*, 2022, Pages 117-128, ISSN 0960-1481, https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.05.095.

Chontanawat, J. (2020). Relationship between energy consumption, CO2 emission and economic growth in ASEAN: Cointegration and causality model. *Energy Rep*. 6, 660-665. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2019.09.046.

Colletaz, G. and Hurlin, C. (2006); "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach". *Working Paper*, 1/2006, LEO, Université d'Orléans.

De Miguel C, Filippini M, Labandeira X, Labeaga JM, Löschel A (2019) Low-carbon transitions: economics and policy. *Energy Economics* 84(S1):104606.

Dinda, S., 2004. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. *Ecological Economics* 49, 431-455.

E.S. Rubin, I.M.L. Azevedo, P. Jaramillo, S. Yeh, A review of learning rates for electricity supply technologies, *Energy Pol*. 86 (2015) 198e218.

Ellabban O, Abu-Rub H, Blaabjerg F (2014) Renewable energy resources: current status, future prospects and their enabling technology. *Renew Sustain Energy Rev* 39:748-764.

Fosten, J., Morley, B., Taylor, T., 2012. Dynamic misspecification in the environmental Kuznets curve: evidence from CO2 and SO2 emissions in the United Kingdom. *Ecological Economics* 76, 25-33.

G. Heal, The economics of renewable energy. *NBER working paper* 15081. https://www.nber.org/papers/w15081, 2009.

Gao J, Zhang L (2014) Electricity consumption-economic growth-CO2 emissions nexus in Sub-Saharan Africa: evidence from panel cointegration. *Afr Dev Rev* 26(2):359-371.

Gonz´alez, A., Ter¨asvirta, T., Van Dijk, D., & Yang, Y. (2017). Panel smooth transition regression models.

Gonz´alez, A., Ter¨asvirta, T., van Dijk, D., 2005. Panel Smooth Transition Regression Models. Research Paper N◦165. *Quantitative Finance Research Centre*, University of Technology, Sydney.

Grossman, G., Krueger, A., 1991. Environmental impacts of a North American free trade agreement. The National Bureau of Economics Research Working Paper n◦3194. *NBER*, Cambridge.

Gyamfi, B. A., Adedoyin, F. F., Bein, M. A., Bekun, F. V., and Agozie, D. Q. (2021). The anthropogenic consequences of energy consumption in E7 economies: Juxtaposing roles of renewable, coal, nuclear, oil and gas energy: Evidence from panel quantile method. *J. Clean. Prod*. 295, 126373. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126373.

Haigh, M. (2011). Climate Policy and Financial Institutions. *Clim. Policy* 11 (6), 1367-1385. https://doi.org/10.1080/14693062.2011.579265.

Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-64. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.11.012.

Hansen, B.E. (1999) Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *J. Econ*,pp. 345-368.

Hasanov FJ, Mikayilov JI, Mukhtarov S, Suleymanov E (2019) Does CO2 emissions-economic growth relationship reveal EKC in developing countries? Evidence from Kazakhstan. *Environ Sci Pollut Res* 26(29):30229-30241.

Hsiao, C. (2003): Analysis of Panel Data, 2nd edition. Cambridge: *Cambridge University Press*.

IRENA, Renewable Power Generation Costs in 2019, International Renewable Energy Agency, Abu Dhabi, 2020. https://www.irena.org/ publications/2020/Jun/Renewable-Power-Costs-in 2019.

Jansen, E. S., and T. Ter¨asvirta (1996): "Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58,735-763.

Jude, E. (2010); "Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach". *Journal of Economic Development*, pp. 15-33.

Kahouli, B., Miled, K., & Aloui, Z. (2022). Do energy consumption, urbanization, and industrialization play a role in environmental degradation in the case of Saudi Arabia? *Energy Strategy Reviews*, 40, 100814. https://doi.org/10.1016/j.esr.2022.100814.

Kar AK (2022) Environmental Kuznets curve for CO2 emissions in Baltic countries: an empirical investigation. *Environ Sci Pollut Res* 29(1):47189-47208.

Khaki, N., Khorsandi, M., Mohammadi, T., Faridzad, A., & Azizi, Z. (2021). The Impact of Economic Complexity Index on Greenhouse Gas Emissions in Selected Oil Exporting Countries: A Panel Gentle Transmission Regression (PSTR) Model Approach. *Iranian Energy Economics, 10*(39), 99-125. https://doi.org/10.22054/jiee.2022.67727.1911. [in persian]

Kohansal, M., & Bahraminasab, M. (2020). Evaluating the relationship between energy consumption and pollution with economic growth in line with overall environmental policies. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *7*(28), 500-525. https://doi.org/10.32598/JMSP.7.4.1. [in persian]

Li J, Irfan M, Samad S, Ali B, Zhang Y, Badulescu D, Badulescu A. The Relationship between Energy Consumption, CO2 Emissions, Economic Growth, and Health Indicators. *Int J Environ Res Public Health*. 2023 Jan 28;20(3):2325. https://doi.org/10.3390/ijerph20032325.

Liu, H., Wong, W.-K., Cong, P. T., Nassani, A. A., Haffar, M., & Abu-Rumman, A. (2023). Linkage among Urbanization, energy Consumption, economic growth and carbon Emissions. Panel data analysis for China using ARDL model. *Fuel*, 332. https://doi.org/10.1016/j.fuel.2022.126122.

Luukkonen R., Saikkonen P., Teräsvirta T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*. 1988;75.3:491-499.

Maddison, D., 2006. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. *Journal of Environmental Economics and Management* 51 (2), 218-230.

Mikayilov JI, Galeotti M, Hasanov FJ (2018) The impact of economic growth on CO2 emissions in Azerbaijan. *J Clean Prod* 197:1558-1572.

Mitić P, Fedajev A, Radulescu M, Rehman A. The relationship between CO2 emissions, economic growth, available energy, and employment in SEE countries. *Environ Sci Pollut Res Int*. 2023 Feb;30(6):16140-16155. https://doi.org/10.1007/s11356-022-23356-3.

Murshed, M., Saboori, B., Madaleno, M., Wang, H., & Doğan, B. (2022). Exploring the nexuses between nuclear energy, renewable energy, and carbon dioxide emissions: The role of economic complexity in the G7 countries. *Renewable Energy*, 190, 664-674. https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.03.121.

Nahidi Amirkhiz, M., Rahimzadeh, F., Shokohi Fard, S. (2019). Investigating the relationship between economic growth, energy consumption and greenhouse gas emissions (case study: selected countries of the Organization of Islamic Cooperation). *Environmental Science and Technology*, 22(3), 13-26. https://doi.org/10.22034/jest.2018.24919.3396. [in persian]

Narayan PK, Narayan S (2010) Carbon dioxide emissions and economic growth: panel data evidence from developing countries. *Energy Policy* 38(1):661-666.

Negintaji, Z., & Izadkhasti, H. (2022). The Effect of International Trade and Foreign Direct Investment on Carbon Dioxide Emissions In group D8 with panel data. *Iranian Energy Economics*, *11*(44), 161-192. https://doi.org/10.22054/jiee.2023.70446.1953. [in persian]

Nosheen M, Iqbal J, Khan HU (2021) Analyzing the linkage among CO2 emissions, economic growth, tourism, and energy consumption in the Asian economies. *Environ Sci Pollut Res* 28(13):16707-16719.

O. Edenhofer, L. Hirth, B. Knopf, M. Pahle, S. Schl€omer, E. Schmid, F. Ueckerdt, On the economics of renewable energy sources, *Energy Econ*. 40 (2013) S12eS23.

O. Ocal, A. Aslan, Renewable energy consumption economic growth nexus in Turkey, Renew. Sustain. *Energy Rev*. 28 (2013) 494e499.

Onofrei M, Vatamanu AF and Cigu E (2022) The Relationship Between Economic Growth and CO2 Emissions in EU Countries: A Cointegration Analysis. *Front. Environ. Sci*. 10:934885. https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.934885.

Ozili, P. K. (2020). "Effect of Climate Change on Financial Institutions and the Financial System," in Uncertainty and Challenges in Contemporary Economic Behaviour (Emerald Publishing Limited).

Paramati SR, Mo D, Huang R (2021) The role of financial deepening and green technology on carbon emissions: evidence from major OECD economies. *Financ Res Lett* 41:101794.

Pesaran, M. H. (2015): Time Series and Panel Data Econometrics. Oxford: *Oxford University Press*.

Quintero, N., & Cohen, I. (2019). The Nexus Between CO2 Emissions and Genetically Modified Crops: a Perspective from Order Theory. *Environmental Modeling & Assessment*, 24. https://doi.org/10.1007/s10666-019-09658-w.

S. Astariz, G. Iglesias, The economics of wave energy: a review, *Renew. Sustain. Energy Rev*. 45 (2015) 397e408.

Sadorsky P (2010) The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy* 38(5):2528-2535.

Seker F, Ertugrul HM, Cetin M (2015) The impact of foreign direct investment on environmental quality: a bounds testing and causality analysis for Turkey. *Renew Sustain Energy Rev* 52:347-356.

Stavytskyy, A. V., Kharlamova, G., Giedraitis, V., & Šumskis, V. (2018). Estimating the interrelation between energy security and macroeconomic factors in European countries. *Journal of International Studies*, 217-238.

Stern, D. (2004); "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve". World Development, *Elsevier*, pages 1419-1439, August.

Stern, D., Common, M.S., 2001. Is There an Environmental Kuznets Curve for Sulfur? Journal of Environmental Economics and Management 41, 162-178. Westerlund, J., 2007. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69 (6), 709-748.

Sullivan, R. (2014). Climate Change: Implications for Investors and Financial Institutions." Available at SSRN 2469894.

Ter¨asvirta, T. (1998): "Modelling economic relationships with smooth transition regressions," in Handbook of applied economic statistics, ed. by A. Ullah, and D. E. A. Giles, pp. 507-552. New York: *Marcel Dekker*.

Terasvirta, T. (1994): "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models," *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.

Usman, M., Jahanger, A., Makhdum, M. S. A., Balsalobre-Lorente, D., and Bashir, A. (2022). How do financial development, energy consumption, natural resources, and globalization affect arctic countries' economic growth and environmental quality? An advanced panel data simulation. *Energy* 241, 122515. https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122515.

Wang DT, Gu FF, David KT, Yim CKB (2013) When does FDI matter? The roles of local institutions and ethnic origins of FDI. *Int Bus Rev* 22(2):450-465.

Waqih MAU, Bhutto NA, Ghumro NH, Kumar S, Salam MA (2019) Rising environmental degradation and impact of foreign direct investment: an empirical evidence from SAARC region. *J Environ Manag* 243(April):472-480. https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2019.05.001.

Xu Y, Fan X, Zhang Z, Zhang R (2020) Trade liberalization and haze pollution: evidence from China. *Ecol Indic* 109 (October 2019): 105825. https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2019.105825.

Yoro K.O., Daramola M.O. CO2 emission sources, greenhouse gases, and the global warming effect. In: Rahimpour M.R., Farsi M., Makarem M.A., editors. Advances in Carbon Capture. *Woodhead Publishing; Sawston*, UK: 2020. pp. 3-28.

استناد به این مقاله: ذبیحی، سید محمدقائم؛ کمالیان، رستا؛ اکبری، فاطمه؛ ناجی میدانی، علی‌اکبر. (۱۴۰۲). بررسی آثار آستانه‌ای ساختار مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر انتشار کربن در محیط زیست: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۵۰ (۱۳)، ۱۱-۴۸.

Iranian Energy Economics is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.