Winter (2023) 6(22): 51-64
DOI: 10.30473/JIER.2023.66034.1354
Received: 23 Jan 2023 Accepted: 24 Apr 2023

Industrial Economics Researches Open Access

ORIGINAL ARTICLE

# The Impact of Energy Consumption Structure on Pollution Emissions in Industrialized and Developing Countries: A panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach

**Narges khaki[1*], Morteza Khorsandi[2], Teymour Mohammadi[3], Ali Faridzad[4], Zahra Azizi[5]**

[1] PhD in Oil and Gas Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.
[2]Associate Professor, Department of Energy Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.
[3]Professor, Department of Theoretical Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.
[4] Associate Professor, Department of Energy Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran.
[5]Assistant Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.

**Correspondence**
Narges Khaki
Email: n_khaki@pnu.ac.ir

**How to cite**
khaki, N., Khorsandi, M., Mohammadi, T., Faridzad, A. & Azizi, Z. (2023). The Impact of Energy Consumption Structure on Pollution Emissions in Industrialized and Developing Countries: A panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach. Industrial Economics Researches, 6(22), 51-64.

**ABSTRACT**
Reducing the emission of pollution, especially polluting gases, is one of the important goals of the world's energy and environmental policies. The purpose of this research is to investigate the effect of energy consumption structure on the emission of polluting gases in some countries of the world, including industrialized developed countries and developing countries. To meet this end, while using data for the period 1995 to 2019, a panel smooth transition regression (PSTR) was applied. In this paper, energy consumption structure, economic complexity index, urban population and the degree of openness of the economy considered as effective factors on the emission of polluting gases. The results of the linearity test confirm the existence of a non-linear relationship between the research variables. A transfer function with a threshold parameter that represents a two-regime model was considered to specify the non-linear relationship between model variables. The slope parameter (transmission speed) is equal to 3.1964. The results of the tests indicate that in both regimes (first and second) in industrialized and developed countries, the structure of energy consumption has a positive effect on the emission of polluting gases.

**KEYWORDS**
Energy Consumption Structure, Polluting Gases, Soft Panel Regression, Economic Complexity Index.
**JEL Classification:** L99, C23, Q43, Q53, Q56.

© 2023, by the author(s). Published by Payame Noor University, Tehran, Iran.
This is an open access article under the CC BY 4.0 license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

سال ششم، شماره بیست‌ودوم، زمستان ۱۴۰۱ (۶۴-۵۱)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۲/۴

DOI: 10.30473/JIER.2023.66034.1354

نشریه علمی

**پژوهش‌های اقتصاد صنعتی**

«مقاله پژوهشی»

# تأثیر ساختار مصرف انرژی بر انتشار آلودگی در کشورهای صنعتی و درحال توسعه: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

**نرگس خاکی[1*]، مرتضی خورسندی[2]، تیمور محمدی[3]، علی فریدزاد[4]، زهرا عزیزی[5]**

[1] دکتری اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

[2] دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

[3] استاد گروه اقتصاد نظری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

[4] دانشیار گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

[5] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:
نرگس خاکی
رایانامه: n_khaki@pnu.ac.ir

**چکیده**

کاهش انتشار آلودگی به‌ویژه گازهای آلاینده یکی از اهداف مهم سیاست‌های انرژی و زیست‌محیطی جهان است. هدف این پژوهش، بررسی تأثیر ساختار مصرف انرژی بر میزان انتشار گازهای آلاینده در برخی کشورهای جهان ازجمله کشورهای توسعه‌یافته صنعتی و کشورهای درحال توسعه در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۹ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) است. در این پژوهش متغیرهای ساختار مصرف انرژی، شاخص پیچیدگی اقتصادی، میزان جمعیت شهری کشورهای نمونه و درجه باز بودن اقتصاد به‌عنوان عوامل مؤثر بر انتشار گازهای آلاینده درنظر گرفته شده‌اند. نتایج آزمون خطی‌بودن، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای پژوهش را تأیید می‌کند. همچنین درنظر گرفتن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است برای تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرهای الگو کافی می‌باشد. پارامتر شیب (سرعت انتقال) برابر ۳/۱۹۶۴ است. نتایج آزمون‌ها حاکی از آن است که در هر دو رژیم (اول و دوم) در کشورهای صنعتی و توسعه‌یافته ساختار مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر میزان انتشار گازهای آلاینده دارد.

**واژه‌های کلیدی**

ساختار مصرف انرژی، گازهای آلاینده، رگرسیون انتقال ملایم پانلی، شاخص پیچیدگی اقتصادی.

**طبقه‌بندی JEL:** L99, C23, Q43, Q53, Q56

**استناد به این مقاله:**

خاکی، نرگس، خورسندی، مرتضی، محمدی، تیمور، فریدزاد، علی و عزیزی، زهرا. (۱۴۰۱). تأثیر ساختار مصرف انرژی بر انتشار آلودگی در کشورهای صنعتی و درحال توسعه: رهیافت رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)، ۶(۲۲)، ۶۴-۵۱.

https://indeco.journals.pnu.ac.ir/

## ۱. مقدمه

گاز دی‌اکسیدکربن شناخته‌شده‌ترین گاز آلاینده است که توسط انسان تولید می‌شود و بیشترین سهم را در گازهای گلخانه‌ای دارد. امروزه نسبت به دوران پیش از صنعتی‌شدن میزان تولید این نوع گازها در بسیاری از کشورها افزایش یافته است. انتشار این گازها بیشتر ناشی از رشد اقتصادی قابل توجه و افزایش جمعیت است که باعث افزایش تقاضای انرژی به‌ویژه انرژی‌های فسیلی (تجدیدناپذیر) و تخریب محیط‌زیست شده است. از سوی دیگر، در سال‌های اخیر، حرکت به سمت تولید محصولاتی که برپایه دانش و فناوری قرار دارند، شتاب بیشتری گرفته است، لذا دانش به‌کار گرفته‌شده در تولید کالاها و خدمات به‌عنوان عاملی تعیین‌کننده، جدید و مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی مورد توجه تولیدکنندگان و اقتصاددانان قرار گرفته است. برای اندازه‌گیری دانش، مهارت، تنوع و فراگیر بودن محصول، هیدالگو[1] و هاسمن (۲۰۰۹) شاخصی را معرفی کردندکه به آن شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) می‌گویند. شاخص پیچیدگی اقتصادی، معیار مناسبی برای بیان میزان توسعه‌یافتگی و پیشرفت اقتصادی کشورها است که نشان‌دهندهٔ تغییرات ساختاری و فناورانه کشورها نیز هست. به عقیده برخی محققان ازجمله نیاگو[2] و تئودورو[3] (۲۰۲۰) مصرف انرژی و تخریب زیست‌محیطی نیز تحت‌تأثیر پیچیدگی و تنوع محصول قرار دارد.

در پژوهش‌هایی که درخصوص اثرات انتشار این گازها بر بخش‌های مختلف اقتصاد انجام شده است، به‌ندرت متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی درنظر گرفته شده است. درنتیجه، علاوه‌بر رشد اقتصادی، رشد جمعیت و درجهٔ باز بودن اقتصاد که در تحقیقات بسیاری تأثیر آن‌ها بر آلودگی محیط‌زیست و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و به‌طور اخص گازهای گلخانه‌ای بررسی شده است می‌توان از متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی هم به‌عنوان متغیری تأثیرگذار استفاده کرد که در این‌صورت، تفکیک کشورهای صنعتی و توسعه یافته معنادارتر خواهد شد.

درنهایت، در این پژوهش متغیرهای ساختار مصرف انرژی، شاخص پیچیدگی اقتصادی، میزان جمعیت شهری کشورهای نمونه و درجه باز بودن اقتصاد به‌عنوان عوامل مؤثر بر انتشار گازهای آلاینده درنظر گرفته شده‌اند.

در این پژوهش، پس از مقدمه، پیشینه پژوهش و در بخش سوم، روش تحقیق و در بخش چهارم، یافته‌های تحقیق و در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری آورده شده است.

## ۲. پیشینه پژوهش

در این پژوهش، تأثیر برخی از عوامل مهم اقتصادی بر انتشار گازهای آلاینده (ازجمله گازهای گلخانه‌ای) در تعدادی از کشورهای صنعتی و کشورهای درحال توسعه بررسی می‌شود ازجمله این عوامل، ساختار مصرف انرژی است. لازم به ذکر است که محققان بسیاری تأثیر متغیر مصرف انرژی (به‌ویژه انرژی‌های سوختی(فسیلی)) را به‌عنوان متغیری مهم و تأثیرگذار بر میزان آلایندگی بررسی کرده‌اند؛ زیرا براثر مصرف انرژی‌های سوختی، گاز دی‌اکسیدکربن (مهم‌ترین گاز تشکیل‌دهنده گازهای آلاینده) تولید می‌شود که یکی از اصلی‌ترین گازهای آلاینده به‌شمار می‌آید. براساس آخرین گزارش ناسا، دی‌اکسیدکربن مهم‌ترین آلوده‌کننده زیست‌محیطی است که روند تولید آن نیز افزایشی بوده است و عامل اصلی تغییرات آب و هوایی محسوب می‌شود. ازآنجاکه امروزه انرژی یکی از عوامل مهم تولید محسوب می‌شود، میزان و مقدار به‌کارگیری آن بر محیط‌زیست بسیار ضرورت دارد (ترابی و همکاران، ۱۳۹۴) و (ناسا، ۲۰۲۲).

در این پژوهش برای محاسبه میزان آلودگی ایجادشده توسط متغیر مصرف انرژی از یک اصطلاح فنی استفاده شده است که ساختار مصرف انرژی نامیده می‌شود. این متغیر به‌صورت سهم انرژی تجدیدناپذیر (برای به‌دست آوردن آن کل مصرف نهایی انرژی تجدیدپذیر از کل مصرف نهایی انرژی کسر می‌شود) از مصرف نهایی انرژی بیان می‌شود. عدد به‌دست‌آمده از این فرمول به‌نوعی نشان‌دهنده میزان آلودگی ایجاد شده توسط انرژی‌های تجدیدناپذیر است. در واقع، ساختار مصرف انرژی به‌عنوان یک متغیر توضیحی بیانگر این مسئله است که افزایش سهم سوخت‌های تجدیدناپذیر (فسیلی) در مصرف انرژی چه مقدار بر انتشار کربن و آلودگی محیط‌زیست اثر می‌گذارد. معادله مصرف انرژی نهایی به‌شرح زیر است:

$$ECSP_{it} = \frac{FEC_{it} - FREC_{it}}{FEC_{it}} \qquad (۱)$$

ECSP[4] بیانگر متغیر ساختار مصرف انرژی است که سطح بالاتری از ECSP نشان‌دهنده سهم بالای مصرف انرژی تجدیدناپذیر (فسیلی) در کل مصرف نهایی در تولید آلودگی است.

**FREC[5]: مصرف انرژی تجدیدپذیر FEC[6]: مصرف انرژی نهایی**

ازآنجاکه در متغیر ساختار مصرف انرژی، میزان مصرف انرژی‌های فسیلی درنظر گرفته می‌شود، می‌توان گفت که این متغیر

1. Hidalgo
2. Neagu
3. Teodoru
4. Share of final energy consumption generating pollution
5. Final renewable energy consumption
6. Final energy consumption

به‌طور مستقیم از میزان جمعیت تأثیر می‌گیرد و این امر در تحقیقات بسیاری ثابت شده است. از سوی دیگر، میزان مصرف انرژی با ساختار اقتصادی نیز در ارتباط است. به‌عبارتی، هرچه میزان تولید (باتوجه به فناوری مورد استفاده با درنظر گرفتن درجه پیچیدگی اقتصادی) افزایش یابد، میزان مصرف انرژی نیز می‌تواند متغیر باشد.

به لحاظ تجربی نیز مطالعاتی درخصوص تأثیر میزان مصرف انرژی به‌همراه سایر متغیرها مانند درآمد، جمعیت و ... بر میزان انتشار آلودگی‌ها ازجمله $CO_2$ و گازهای دیگر صورت گرفته است. ازجمله این پژوهش‌ها می‌توان به مطالعات کان و گوزگور[1] (۲۰۱۷)، دوگان و همکاران[2] (۲۰۲۱)، چو[3] (۲۰۲۰)، احمد و همکاران[4] (۲۰۲۱) و پاتا[5] (۲۰۲۱) اشاره کرد. در بیشتر این مطالعات تأثیر متغیرها بر انتشار گازی دی‌اکسیدکربن (به‌عنوان اصلی‌ترین گاز تشکیل‌دهندهٔ گازهای گلخانه‌ای) در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بررسی شده است.

مطالعات بسیاری در زمینه تأثیر متغیرهایی مانند: مصرف انرژی، رشد اقتصادی، افزایش جمعیت شهرنشین و ... بر انتشار آلودگی انجام گرفته است، در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

**جدول ۱.** خلاصه برخی مطالعات داخلی در مورد تاثیر مصرف انرژی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن و آلاینده‌های دیگر

| ردیف | نویسنده | عنوان | متغیر | روش | نتایج پژوهش |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | تقی ترابی ۱۳۹۴ | تاثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه ای در ایران | ایران | ARDL | براساس نتایج، مصرف سرانه انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنادار بر میزان انتشار سرانه گاز دی-اکسیدکربن دارد. |
| ۲ | جعفر حقیقت ۱۳۹۲ | بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، مای تجدیدپذیر و انتشار $CO_2$ در ایران | ایران | OLS | متغیرهای مصرف انرژی، سوخت فسیلی،مصرف انرژی تجدیدپذیر و درجه بازبودن تجاری تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند. انتشار دی‌اکسیدکربن تاثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارد. |
| ۳ | هادی غفاری ۱۳۹۵ | تاثیر مصرف انرژی بادی بر رشد اقتصادی و انتشار $CO_2$ | ایران | علیت گرنجر پانل | نتایج روابط بلندمدت در هر دو مدل را تایید می‌کند. پس انرژی بادی اثر مثبت بلندمدت بر رشد اقتصادی دارد و اثری بر انتشار دی‌اکسیدکربن ندارد. |
| ۴ | زرید کارگر ده بیدی ۱۳۹۵ | تاثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، اولد سازی تجاری و شهرنشینی بر آلودگی محیط زیست در منطقه منا در طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۵ | منطقه منا | پانل | نتایج رابطه ای N مانند بین درآمد سرانه با آلودگی را نشان داد. اثر متغیر مصرف انرژی در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار بود، انتظار می‌رود باافزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۶ درصد و در کوتاه مدت حدود ۳ درصد افزایش یابد. |
| ۵ | عباس عاری راد و همکاران ۱۳۹۵ | بررسی مصرف انرژی های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای منتخب اوپک با کاربردی از روش PMG | ۱۳ کشور منتخب اوپک | روش PMG | نتایج پژوهش، فرضیه کوزنتس و منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای مذنظر تایید شد. همچنین استفاده هر چه بیشتر از انرژی های تجدیدناپذیر و سوخت های فسیلی برآلودگی محیط زیست و هوا می افزاید. |
| ۶ | محمدرضا تهسیلی ۱۳۹۵ | کاربرد الگوی مبادلات مدرو فضایی دادههای پانلی | ۹ کشور منتخب در حال | ARDL | نتایج نشان می‌دهد که مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست هر کشور از مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست کشورهای مجاور اثر می‌گیرد. |
| ۷ | سید کمال صادقی ۱۳۹۶ | تاثیر درجه باز، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر آلودگی محیط زیست در ایران (رهیافت ARDL ) | ایران | SVAR | نتایج بیانگر بروز شوکی مثبت در مصرف انرژی تجدیدپذیر است که منجر به افزایش رشد اقتصادی و انتشار گاز کربن شده است. |
| ۸ | محمد صیادی و محمدرضا منجذب ۱۳۹۸ | ارزیابی تأثیر مراتبی مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عضو اوپک با تأکید بر مصرف سرانه‌های فسیلی، کاربرد رهیافت تغییر شکست ارگودیک انتقال ملایم پانل PSTR | کشورهای عضو اوپک | PSTR | هدف اصلی این پژوهش، تحلیل درجه شهر نشینی ، تولید ناخالص داخلی سرانه و مجموع مصرف فرآورده های نفتی با لحاظ متغیر نسبت مصرف فرآورده های سنگین به کل به عنوان عامل ایجاد رابطه غیر خطی بر انتشار $CO_2$ در هشت کشور عضو اوپک است. دوره زمانی از سال های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ است . ضرایب برآورد شده در هر دو رژیم نشان می دهد ، تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبتی بر انتشار $CO_2$ داشته و درجه شهرنشینی و مجموع تولیدات فرآورده‌های نفتی نیز اثر مثبتی بر انتشار $CO_2$ در هر دو رژیم داشته است. |
| ۹ | شمال الله عقابیانفرد و زکریا فتح زاده ۱۳۹۱ | اثرات آلاینده‌ها از مصرف انرژی تجزیه شدت انتشار و عوامل شکل‌دهنده (مطالعه موردی ایران) | ایران | تحلیل تجزیه | این مطالعه شدت انتشار را به اجزای آن تفکیک کرده است آلاینده‌های منتخب شامل اکسیدنیتروژن،مادی‌اکسیدسولفور، مونواکسیدکربن و دی‌اکسیدکربن است. یافته‌ها نشان داده که برای تمام آلاینده‌ها، ضریب انتشار (انتشار به ازای هر واحد انرژی) و شدت انرژی بخش‌های خدمات و صنعت به‌عنوان مهم‌ترین عامل افزایش شدت انتشار است. |
| ۱۰ | صادق بختیاری‌نسب و همکاران ۱۳۹۹ | بررسی تاثیر انرژی‌های تجدید پذیر و تجدیدناپذیر بر آلودگی هوا در ایران با توجه به نقش تعدیلی رشد اقتصادی | ایران | کشورهای نفت خیز | یافته‌ها حاکی از تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن با ضریب ۰/۰۱۲۵ - در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد و تاثیر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر در افزایش انتشار دی‌اکسید کربن با ضریب ۰/۰۰۵ در سطح معنی‌داری ۵ درصد است. |
| ۱۱ | • • | تاثیر مصرف انرژی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و مبانع انرژی اولیه بر انتشار آلودگی (مطالعه موردی اقتصاد ایران) | ایران | سیستم معادلات هم‌زمان غیر خطی | نتایج نشان داد که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تاثیر معناداری بر کاهش انتشار ندارند.وجود فرضیه زیست محیطی کوزنتس با وجود منابع انرژی اولیه، انرژی‌های تجدید پذیر و نوآوری برای اقتصاد ایران تأیید شد و ایران بر اساس برآوردها در قسمت صعودی این منحنی قرار دارد. |

**مأخذ:** گردآوری توسط محققین

1. Can and Gozgor
2. Dogan and Driha and Lorente and Shahzad
3. Chu
4. Ahmad and Ahmad and BoHuang
5. Pata

**جدول ۲.** خلاصه برخی مطالعات خارجی در مورد تاثیر مصرف انرژی بر انتشار گاز دی اکسید کربن و آلاینده های دیگر

| ردیف | نویسنده | سال | نمونه | روش | نتایج پژوهش |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | آذروی[1] و همکاران | ۲۰۱۲ | کشورهای حاور میانه و شمال آفریقا | آزمون هم انباشتگی | رابطه تولید دی‌اکسیدکربن با مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در۱۲ کشور منطقه حاور میانه و شمال آفریقا طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۰ بانوجه به فرضیه زیست محیطی کوزنتس و آزمون هم انباشتگی در این پژوهش بررسی شده است. بر طبق نتایج در بلندمدت بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر با تولید دی‌اکسیدکربن رابطه مثبت وجود دارد. علاوه بر این کاهش دی‌اکسیدکربن در آینده می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی در کشورهای حاورمیانه و شمال آفریقا بشود. |
| ۲ | کولونیس[2] | ۲۰۱۳ | دانمارک | آزمون علیت گرنجر | تولید ناخالص داخلی، میزان مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در دانمارک با استفاده از اطلاعات طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۶۵ بانوجه به رابطه علی بین متغیرها و آزمون علیت گرنجر و مدل Var در این پژوهش بررسی شده است. نتایج بیانگر علیت معنادار قابل توجه رشد اقتصادی به مصرف انرژی تجدیدپذیر است. |
| ۳ | مایی لیم[3] و همکاران | ۲۰۱۴ | فیلیپین | ARDL | در این پژوهش، رابطه علیت کوتاه مدت و بلندمدت در مصرف نفت، تولید گازهای گلخانه ای و رشد اقتصادی در فیلیپین با استفاده از تکنیک های سری زمانی و داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۶۵ بررسی شده است. نتایج رابطه علیت یک سویه مصرف نفت با انتشار گازهای گلخانه‌ای را تایید می‌کند. درنتیجه کشور فیلیپین باید بهبودی در مصرف نفت به‌منظور کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای را در نظر بگیرد. |
| ۴ | پیام نجات لو[4] و همکاران | ۲۰۱۵ | ۹۰ کشور | ARDL | مصرف انرژی با انتشار گازهای گلخانه‌ای همگام است. به ترتیب ۳۷٪ و ۱۷٪ از مصرف جهانی انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در بخش مسکن صورت می‌گیرد. ده کشور چین، آمریکا، هند، روسیه، ژاپن، آلمان، کره جنوبی، کانادا، ایران و انگلیس دو سوم از انتشار جهانی دی‌اکسیدکربن را انجام می‌دهند. بنابراین، مصرف انرژی در بخش مسکن در این کشورها و انتشار گازهای گلخانه‌ای اثرات مستقیم و قابل توجهی در محیط جهان دارد. به غیر از ایالات متحده و ژاپن بقیه کشورهای توسعه یافته روند امیدوار کننده‌ای در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن را نشان می‌دهند. کشورهای درحال توسعه مانند چین، هند و ایران هنوز با رشد قابل توجهی در انتشار گازهای گلخانه‌ای و مصرف انرژی روبرو هستند که بیشتر مربوط به نبود سیاست قوی و کارآمد است. |
| ۵ | محمد شهباز[5] و همکاران | ۲۰۱۶ | مالزی | ARDL | نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مصرف انرژی شدت انتشار را بالا می‌برد. |
| ۶ | ای پی[6] | ۲۰۱۷ | ۹۹ کشور | PSTR | این مطالعه تأثیر درآمد واقعی، انرژی و سرمایه گذاری بر روی دی-اکسیدکربن در دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۰ برای ۹۹ کشور جهان با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که کاهش مصرف انرژی، بهبود بهره وری انرژی و افزایش مصرف انرژی پاک می‌تواند بر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن اثرگذار باشد. |

در تحقیقات داخلی و خارجی، تأثیر مصرف انرژی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن بررسی شده است، درحالی‌که در این پژوهش تأثیر ساختار مصرف انرژی (به‌عنوان متغیری که بیانگر سهم ایجاد آلودگی سوخت‌های فسیلی از کل انرژی است) بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسیدکربن فقط یکی از گازهای گلخانه‌ای است) بررسی شده است؛ همچنین از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی استفاده شده است که تحقیقات محدودی از این روش استفاده کرده‌اند. از طرفی، متغیر آستانه‌ای این پژوهش، متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی است که کمتر پژوهشی از این متغیر به‌عنوان متغیر آستانه‌ای استفاده شده است. این موارد را می‌توان به‌عنوان نوآوری‌های این تحقیق درنظرگرفت.

| ردیف | نویسنده | سال | نمونه | روش | نتایج پژوهش |
|---|---|---|---|---|---|
| ۷ | فران حنیف[1] | ۲۰۱۸ | کشور های در حال توسعه آسیای شرقی و اقیانوسیه | GMM | در این خلاء با استفاده از مرتعب تخمین تحیقیق گزینشی (ERC) و داده‌های بولزد کشور در حال توسعه آسیای شرقی و اقیانوسیه برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴، تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و شهرنشینی بر انتشار کربن بررسی شده است نتایج نشان می‌دهد که مصرف انرژی، رشد اقتصادی و شهرنشینی همه باعث افزایش انتشار می‌شود. توجه، تولید گاز کربن می‌شود |
| ۸ | کلهین یونگ[2] و همکاران | ۲۰۱۸ | ۱۵۱ کشور | پانل دیتا | رابطه بین انتشار دی‌اکسیدکربن، رشد اقتصادی و جمعیت و انرژی-های تجدید پذیر در ۱۵۱ کشور در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۴ در این پژوهش بررسی شده است نتایج بیانگر این است که، در هر دو سطح جهانی و منطقه‌ای، افزایش شدت انرژی تجدید پذیر منجر به کاهش انتشار دی‌اکسید کربن می‌کشورها می‌شود. |
| ۹ | لین بوکیلک[3] | ۲۰۱۸ | غنا | ARDL | در این خلاء، هرهای تحرک انتشار CO2 مرتبط با انرژی و درونده آینده آن‌برای غنا با استفاده از داده‌های سری زمانی از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ بررسی شده استنتایج نشان می دهد که حادل عملی افزایش تاریخی انتشار CO2 در غنا گذار از زیست توده به مصرف سوخت شدت جوده است |
| ۱۰ | وانگ [4] و همکاران | ۲۰۱۹ | چین | تجزیه، میانگین تکاریتمی | نتایج نشان می‌دهد که از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶، تصویر انتشار کربن در چین نزدیک به یک سوء از کل انتشار کربن جهان را تشکیل می دهد و شدت انتشار کربن در چین به‌طور کلی بیشتر از کل انتشار کربن در سراسر جهان بوده است. نسبت، سریع اقتصاد و شدت شهرنشینی به کاهش انتشار کربن کمک می کند، کاهش شدت مصرف انرژی، تحلیل ساختار نطقی صنعت و کاهل کردن سیستم سیاست اقتصادی باید اولار مهمی برای ترویج توسعه اقتصاد کم کربن چین نیز ایفاء باشد. |
| ۱۱ | سان وی و همکار[5] | ۲۰۲۱ | چین | ARDL | ساختار مصرف انرژی بر بروی انتشار کربن در چین ازطریق داده های سال ۱۹۸۵ تا سال ۲۰۱۶ بررسی شده است نتایج نشان دهنده توسعه شهری و ارتقاء ساختار تجارت باعث افزایش انتشار کربن می شود، در حالی که بهینه سازی ساختار مصرف انرژی باعث کاهش سرعت آن می شود |
| ۱۲ | یاو و همکار[6] | ۲۰۲۱ | چین | رگرسیون | نتایج نشان می دهد که زغال سنگ، نفت، گاز طبیعی و فناوری را می‌توان به‌عنوان شاخصی برای شدت کربن استفاده کرد. تجزیه و تحلیل دمل نشان می دهد که زغال سنگ بیشترین تأثیر سنفیم و مثبت را بر شدت انتشار دارد، نفت است گاز طبیعی از طریق وقفه منفی با زغال سنگ بر شدت انتشار اثر سنفیم دشت و غیرسنفیم منفی داشت فناوری بیشترین کشش منفی را دارد، بر حالی که تمام انرژی های مسیلی، مثبت هستند نتایج حاکی از تأثیر منفی تعدیل ساختار انرژی بر شدت کربن طی چین است |

| ۱۳ | برزله کمالی دهکردی و همکاران ۱۴۰۰ | اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی مصرف انرژی در کشورهای برمصرف جهان (درآمدی از حرد گرسون برداری با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پانل) | ایران، کره جنوبی، ژاپن، کانادا، روسیه، آمریکا و کالیفرنیا، برزیل و چین | مدل پانل غیر خطی خودرگرسیونی باوقفه‌های توزیع |
|---|---|---|---|---|
| ۱۴ | اسماعیل صفرزاده ۱۴۰۱ | تاثیر مصرف انرژی برق بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن، روش گشتاورهای تعمیم یافته و رویکرد پانل | ایران | خرد توضیح برداری با وقفه‌های توزیع |
| ۱۵ | حیدرضا عبدالله‌پور و همکاران ۱۴۰۱ | تاثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و شهرنشینی بر انتشار دی اکسیدکربن در کشورهای منتخب عضو اوپک: با رویکرد اقتصادسنجی فضایی | ۸ کشور عضو سازمان اوپک | تجزیه و تحلیل سریز فضایی |

**مأخذ:** گردآوری توسط محققین

## ۳. روش تحقیق

در این مطالعه، اثرات متغیرهای پژوهش: شاخص پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی، جمعیت شهری و درجه باز بودن اقتصاد بر انتشار گازهای گلخانه‌ای با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی بررسی شده است. این الگو مبتنی بر وجود روابط غیرخطی بین متغیرهای پژوهش است؛ بنابراین ابتدا باید ثابت شود که آیا روابط بین متغیرها خطی است یا می‌تواند غیرخطی هم باشد.

در سال‌های اخیر تحقیقاتی در مورد الگوی تقاضای انرژی انجام گرفته است که نشان می‌دهد این الگو می‌تواند از یک فرآیند فرایند غیرخطی تبعیت کند (بالک[1] و فومبی، ۱۹۹۷؛ گاتلی و هانگینتون،[1]

1. Balke and Fombyx

۲۰۰۲؛ دارگی و همکاران[2]، ۲۰۰۷؛ هو و لین[3]، ۲۰۰۸ و امی و همکاران[4]، ۲۰۱۴) پس می‌توان امکان برقراری رابطه غیرخطی بودن بین متغیرها را محتمل دانست. باید توجه کرد که در بحث روابط بین متغیرها، اگر امکان رابطه غیرخطی وجود داشته باشد و محقق الگو را خطی تخمین بزند، نتایج مدل دارای خطا خواهد بود.

مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی به‌عنوان فرم گسترش‌یافته مدل پانل آستانه‌ای با لحاظ نمودن تابع انتقال، شناخته شده است و در آن شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت تعدیل است، تغییر ضرایب رگرسیونی در حرکت از یک رژیم به رژیم دیگر را تعیین می‌کند. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، جهت بررسی رابطه میان متغیرهای موجود در مدل مورد مطالعه، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی دو رژیمی با یک تابع انتقال به‌صورت رابطه (۲) زیر است:

(۲)

$$y_{it} = \mu_i + B_0' X_{it} + B_1' X_{it} G(q_{it}, \gamma, c) + u_{it}$$
$$i = 1, 2, \ldots N$$
$$t = 1, 2, \ldots T$$

در این رابطه، $y_{it}$ متغیر وابسته، $X_{it}$ برداری از متغیرهای برونزا، $\mu_i$ اثرات ثابت مقاطع و $u_{it}$ نیز جمله خطا است که به‌صورت $i,d,iN(0,\sigma_e^2)$ درنظر گرفته شده است. تابع انتقال $G(q_{it},\gamma,c)$ نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود.

$$i = 1, 2, \ldots N$$
$$t = 1, 2, \ldots T$$

به‌ترتیب بیانگر مقاطع و ابعاد زمانی داده‌های ترکیبی (پانلی) است و به‌صورت تابع لجستیکی در قالب رابطهٔ (۳) بیان می‌شود:

(۳)

$$G(\gamma, c, s_t) = (1 + exp - \gamma \Pi_{(j=1)}^{m} (q_{it} - c_j))^{(-1)}$$
$$\gamma > 0$$
$$c_1 \le c_2 \le ; \ldots ; \le c_m$$

در رابطه بالا $\gamma$ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است و $G_{it}$ متغیر انتقال است که براساس مطالعه کولیتاز و هارولین می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته یا هر متغیر دیگری خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی درارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب شود. در این مطالعه، شاخص پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است.

باتوجه به اینکه گونزالز و همکاران بیان کردند که تابع انتقال به‌طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای (m=۲ , m =۱) است، ویژگی پیوسته و کراندار بودن تابع انتقال بین صفر و یک بررسی می‌شود. با فرض اینکه m=۲ باشد یک تابع انتقال با دو رژیم حدی وجود دارد. بدین‌ترتیب که با میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت، درصورتی‌که $q_{it} \ge c$ باشد. تابع انتقال مقداری عددی یک (G=۱) دارد و در حالتی که $q_{it} < c$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر (G=۰) دارد. با فرض m=۱ درصورت میل کردن پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت با یک تابع انتقال سه‌رژیمی مواجه خواهیم بود که دو رژیم بیرونی آن مشابه و متفاوت از رژیم میانی است. بدین‌معنی که برای مقادیر بزرگ‌تر و کوچک‌تر از متغیر انتقال مقدار عددی یک داشته و در غیر این‌صورت مقدار عددی صفر خواهد داشت. شایان ذکر است که درصورت میل کردن پارامتر شیب یا سرعت انتقال میان‌رژیمی به سمت صفر، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی به یک مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت تبدیل خواهد شد. بنابراین، تابع انتقال مطابق رابطه زیر خواهد بود:

$$G(\gamma, C, q_{it}) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \ge c \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \qquad (۴)$$

درنهایت، شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به‌صورت رابطه (۵) زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it} = \mu_{(i)} + B_0 X_{it} + \sum_{j=1}^{r} \left[ B_j X_{it} \right] G_j(q_{it}^j, \gamma_j, c_j) + u_{it} \qquad (۵)$$

در این فرمول r بیانگر تعداد رژیم‌های حدی (توابع انتقال) به‌منظور تصریح رفتار غیرخطی است. سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند (خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۹۸).

مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف‌کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی (که معادل تخمین زن حداکثر درستنمایی است) برآورد می‌شود. مراحل تخمین مدل PSTR به شرح زیر است:

## آزمون خطی‌بودن و نبود رابطهٔ غیرخطی باقیمانده‌ها

براساس مطالعات انجام‌شده توسط فوک و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و همکاران (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)[5]

1. Gately and Huntington
2. Dargay, Gately and Huntington
3. Hu and Lin
4. Omay and Ucar
5. Jude

مراحل تخمین بدین‌صورت است که ابتدا آزمون خطی‌بودن در مقابل غیرخطی بودن انجام می‌شود و درصورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. اگرچه آزمون خطی‌بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر $H_0:\gamma=0$ یا $H_0:B_1=0$ انجام شود. اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیراستاندارد هستند. برای حل این مشکل، لوکنن و همکاران[1] (۱۹۸۸) و تراسورتا[2] (۱۹۸۸) استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌اند. همچنین، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و همکاران (۲۰۰۶) نیز در این‌خصوص تقریب تیلور تابع انتقال $G(\gamma,C,q_{it})$ را برحسب پارامتر $\gamma$ حول مقدار $\gamma=0$ پیشنهاد نموده‌اند که به صورت رابطه (۶) زیر است:

$$y_{it}=\mu_t+B_0X_{it}+B_1X_{it}q_{it}+\ldots+B_mX_{it}q_{it}^m+u_{it} \quad (۶)$$

طبق رابطه فوق رد فرضیه صفر دلالت بر وجود رابطه غیرخطی و قبول آن، بیانگر وجود رابطه خطی بین متغیرهای مدل است. به‌منظور آزمون این فرضیه به تبعیت از کولیتاز و هارولین از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درستنمایی استفاده می‌شود.

در شرایطی که نتایج به‌دست‌آمده از یک الگوی PSTR دلالت کند و یا به‌عبارت دیگر، فرضیه خطی‌بودن مدل مورد پذیرش قرار نگیرد. در مرحله بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب شود. برای این منظور، فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. فرایند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی‌بودن است با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع اتقال دوم آزمون می‌شود که به صورت رابطه (۷) است:

$$y_{it}=\mu_t+B_0X_{it}+B_1X_{it}q_{it}G(q_{it}^{(1)},\gamma,c)+B_{21}X_{it}q_{it}^{(2)}\ldots\ldots+B_{2m}X_{it}q_{it}^{(2)m}+u_{it} \quad (۷)$$

اکنون باتوجه به رابطه فوق آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده توسط آزمون فرضیه صفر

$$H_0:B_{21}=\ldots\ldots=B_{2m}=0$$

انجام می‌شود. درصورتی‌که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ‌کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند اما درصورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود.

## انتخاب تعداد مکان‌های آستانه‌ای

در این پژوهش براساس پیشنهاد کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده می‌شود و برای هرکدام از این مدل‌ها، مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز و معیار آکائیک به‌عنوان معیارهای تعیین‌کننده تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم برای تصریح بهترین مدل، محاسبه می‌شود.

مراحل تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد:

الف) آزمون فرضیه خطی‌بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR که با استفاده از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درستنمایی برای یک و دو واحد آستانه‌ای (m=۲, m =۱) آزمون می‌شود.

ب) در این مرحله باید وجود رابطهٔ غیرخطی باقیمانده را به‌منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. براساس مطالعهٔ گونزالز و همکاران و کولیتاز و هارولین، فرضیهٔ صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود.

ج) حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب می‌شود. برای این‌منظور مدل PSTR متناظر با هریک از این حالات برآورد شده و از میان آن‌ها براساس معیارهای مجموع مجذور باقیمانده‌ها، شوارتز و آکائیک مدل بهینه انتخاب می‌شود و پس از انتخاب مدل بهینه، در نهایت، مدل تخمین زده می‌شود.

به‌طورکلی، مزیت عمده این رویکرد علاوه بر اینکه قابلیت مشخص‌کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد. در این مدل، تغییر در رژیم‌ها با شکست ساختاری به‌صورت درون‌زا توسط مدل مشخص می‌شود. به همین‌دلیل، نیازی به واردکردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیز نیست (خداوردیزاده و همکاران، ۱۳۹۸).

1. Luukkonen, et al.
2. Terasvirta

در این پژوهش، تأثیر ساختار مصرف انرژی و شاخص پیچیدگی اقتصادی بر انتشار گازهای آلاینده کشورهای: آمریکا، نروژ، روسیه، کانادا، ایران، عراق، اندونزی، ونزوئلا، نیجریه، سودان، لیبی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۵، از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) بررسی شده است.

لازم به ذکر است که داده‌های پژوهش از سایت بانک جهانی[1] و IEA، سایت MIT و سایر سایت‌های مرتبط جمع‌آوری شده است.

## ۴. یافته‌ها

الگوی اقتصادسنجی استفاده‌شده در این تحقیق برگرفته از مدل گونزالز و همکاران ( ۲۰۰۵) به‌صورت رابطه (۸) می‌باشد:

(۸)

$$(GHG/POP)_{it} = B_0 ECI_{it} + B_1 ECSP_{it} + B_2 DE_{it} + B_3 UR_{it} + G(q_{it}, \gamma, c)[\alpha_0 ECI_{it} + \alpha_1 ECSP_{it} + \alpha_2 DE_{it} + \alpha_3 UR_{it}] + u_{it}$$

در رابطه (۸) متغیرهای مدل معرفی شده‌اند. این متغیرها به‌ترتیب عبارتند از: متغیر وابسته، انتشار گازهای گلخانه‌ای سرانه و متغیرهای مستقل شامل: شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI)، ساختار مصرف انرژی (ECSP)، درجه باز بودن اقتصاد (DE) و میزان جمعیت شهری (UR).

در این پژوهش، متغیر آستانه‌ای (انتقال) یکی از متغیرهای توضیحی است. باتوجه به مبانی نظری و تجربی و اهمیت متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی، لگاریتم شاخص پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای درنظر گرفته شده است.

## آزمون ایستایی[2]

براساس ادبیات اقتصادسنجی، قبل از هرگونه تخمین و به‌منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب، باید ابتدا از ایستا بودن متغیرها اطمینان حاصل کرد. اگر متغیرهای مدل ایستا باشند، تخمین‌های به‌دست‌آمده مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت.

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین[3]، لین و چو (LLC) استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد است. خلاصه نتایج آزمون در جدول شماره (۳) نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای پژوهش در سطح ایستا هستند و لذا فرضیه صفر آزمون مبتنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود و بنابراین مشکلی از جهت ادامه برآورد مدل وجود ندارد.

**جدول ۳.** نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین وچو

| متغیر | آزمون ریشه واحد لوین، لین وچو | |
|---|---|---|
| | آماره آزمون | احتمال آماره |
| GHGP | ۱/۵۷۷۵ | ۰/۰۵۷۳ |
| ECI | ۱/۹۸۷۰ | ۰/۰۲۳۵ |
| ECSP | ۱/۸۱۷ | ۰/۰۳۴۶ |
| DE | ۲/۰۰۴ | ۰/۰۲۲۵ |
| URBAN | ۲/۴۲۷ | ۰/۰۰۷۶ |

**مأخذ:** محاسبات پژوهش

## آزمون وجود رابطه غیرخطی

مطابق روش‌شناسی PSTR، بعد از آزمون مانایی، برای تصریح یک الگوی PSTR ، باید آزمون خطی بودن در مقابل وجود الگوی PSTR را انجام داد. در این آزمون، فرضیه صفر بیانگر خطی‌بودن مدل و فرضیه مقابل نشانگر وجود الگوی PSTR است. متغیر لگاریتم شاخص پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای (انتقال) در نظر گرفته شده است.

درصورت رد فرضیه صفر (مبنی بر خطی‌بودن رابطه بین متغیرها) و قبول فرضیه مقابل، روابط بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی تبعیت خواهد کرد و در این صورت باید تعداد توابع آستانه‌ای (انتقال) مورد نیاز برای تصریح کامل رفتار غیرخطی بین متغیرهای الگو را مشخص کرد.

نتایج آزمون در جدول شماره (۴) آورده شده است. برطبق جدول شماره (۴)، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LMW)، ضریب لاگرانژ فیشر (LMF) و نسبت درستنمایی (LR) برای آزمون یک رژیم در مقابل دو رژیم وجود الگوی PSTR را در سطح معناداری ۵ درصد تأیید می‌کنند. به‌عبارت دیگر، نتایج بر تبعیت روابط بین متغیرها از یک الگوی غیرخطی PSTR تأکید می‌کند.

1. World Development Indicators

۲. این آزمون در محیط نرم‌افزار EViews انجام شده است.

3. Levine

**جدول ۴.** آزمون وجود رابطه غیرخطی برای کشورهای منتخب

| | m=۱ | | | m=۲ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| H۰ : r =۰<br>H۱ : r =۱ | Wald Tests (LMW) | Fisher Tests (LMF) | LRT Tests (LRT) | Wald Tests (LMW) | Fisher Tests (LMF) | LRT Tests (LRT) |
| | ۱۷/۹۴۹<br>(۰/۰۰۱) | ۴/۵۳۹<br>(۰/۰۰۱) | ۱۸/۵۶۶<br>(۰/۰۰۱) | ۵/۶۷۵<br>(۰/۲۲۵) | ۱/۳۲۷<br>(۰/۲۶۰) | ۵/۷۳۵<br>(۰/۲۲۰) |

**مأخذ:** محاسبات پژوهش

باتوجه به نتایج جدول شماره (۴) فرضیه صفر (H0: r=0) در سطح m=۲ هم رد می‌شود. پس وجود رابطه غیرخطی برای (m=۱) قابل قبول است. این مسئله بدین‌معنی است که در این الگو، یک رژیم حدی (r=۱) با دو مکان آستانه‌ای وجود دارد.

## آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها

پس از اثبات وجود یک رابطه غیرخطی بین متغیرهای پژوهش، برای تعیین تعداد رژیم‌های حدی (توابع انتقال)، وجود رابطه غیرخطی باقیمانده بررسی می‌شود. بدین‌منظور، براساس مطالعه گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، فرضیه صفر، وجود الگوی PSTR با دو رژیم حدی در مقابل فرضیه مخالف، وجود الگوی PSTR با سه رژیم حدی آزمون می‌شود که نتایج آن در جدول شماره (۵) گزارش شده است.

توجه: M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد رژیم‌های حدی (توابع انتقال) است. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.

در این پژوهش، باتوجه به نتایج آزمون، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درستنمایی نشان می‌دهند که برای حد آستانه‌ای m=۱ و تعداد رژیم‌های حدی r =۱ از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کنند. زیرا فرضیه صفر با توجه به احتمالات مربوط به هر آماره (در سطح ۵ درصد) رد شده و فرضیه مقابل یعنی r =۱ پذیرفته می‌شود بنابراین رابطه غیرخطی بین متغیرها وجود دارد.

در ادامه، باتوجه به اینکه ممکن است چندین حد آستانه‌ای برای متغیرهای مدل وجود داشته باشد (نوع تابع انتقال ممکن است LSTR1 یا LSTR2 باشد) دوباره آزمون برای r =۱ و اینبار m=۲ انجام می‌شود.

**جدول ۵.** آزمون وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

| | m=۱ | | | m=۲ | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| H۰ : r =۱<br>H۱ : r =۲ | Wald Tests (LMW) | Fisher Tests (LMF) | LRT Tests (LRT) | Wald Tests (LMW) | Fisher Tests (LMF) | LRT Tests (LRT) |
| | ۱۷/۹۴۹<br>(۰/۰۰۱) | ۴/۵۳۹<br>(۰/۰۰۱) | ۱۸/۵۶۶<br>(۰/۰۰۱) | ۳/۳۹۸<br>(۰/۹۰۷) | ۰/۳۸۱<br>(۰/۹۳۰) | ۳/۴۲۰<br>(۰/۹۰۵) |

**مأخذ:** محاسبات پژوهش

بدین‌منظور، یک‌بار مدل را با m=۱ و r بهینه مربوط به آن برآورد کرده و مقادیر آماره‌های اطلاعاتی ضریب لاگرانژ والد (LMW)، ضریب لاگرانژ فیشر (LMF) و نسبت درستنمایی (LR) را در جدول شماره (۵) قرارداده و بار دیگر مدل را با m=۲ و r بهینه مربوط به آن برآورد و آماره‌های اطلاعاتی مذکور در جدول قرار داده می‌شود.

باتوجه به جدول شماره (۵)، حالت وجود دو رژیم حدی r=۱ قابل قبول است. بنابراین در این الگو، یک نقطه آستانه‌ای و دو رژیم حدی مورد قبول است. در واقع، نتایج آماره‌های والد، فیشر و نسبت درستنمایی نشان می‌دهند که لحاظ کردن دو رژیم حدی و تابع انتقال از نوع LSTR1 برای توضیح رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل کافی است.

## تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در دو رژیم حدی (تابع انتقال)

بعد از تعیین مدل PSTR با دو رژیم حدی، باید حالت بهینه میان دو رژیم حدی با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب شود. در این پژوهش، طبق پیشنهاد کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هرکدام مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیارهای شوارتز و آکائیک به‌عنوان معیارهایی که تعداد مکان‌های آستانه‌ای لازم برای تبیین بهتر مدل محاسبه می‌شود. نتایج این آزمون در جدول شماره (۶) آورده شده است.

**جدول ۶.** تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک رژیم حدی (تابع انتقال)

| m=۲ | | | m=۱ | | |
|---|---|---|---|---|---|
| مجموع مجذور | معیار آکائیک | معیار شوارتز | مجموع مجذور | معیار آکائیک | معیار شوارتز |
| ۰/۵۲۲ | -۶/۱۴۹ | -۶/۰۰۴ | ۰/۵۱۹ | -۶/۰۲۷ | -۶/۱۵۹ |

**مأخذ:** محاسبات پژوهش

## تخمین مدل

پس از تعیین تعداد تابع انتقال و حد آستانه‌ای بهینه، یک مدل دو رژیمی برآورد می‌شود. نتایج این مدل در جدول شماره (۷) آورده شده است.

باتوجه به معیارهای شوارتز و آکائیک، تعداد بهینه حد آستانه‌ای تعیین می‌شود. یک مدل PSTR با یک رژیم حدی (تابع انتقال) و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی میان متغیرهای پژوهش انتخاب می‌شود.

**جدول ۷.** نتایج برآورد الگو PSTR

| متغیر وابسته: لگاریتم نسبت انتشار گازهای گلخانه‌ای به جمعیت | | |
|---|---|---|
| ضرایب رگرسیون | رژیم | متغیر توضیحی |
| -۰/۱۹۲۲*** | بخش خطی | لگاریتم شاخص پیچیدگی اقتصادی |
| -۱/۸۹۷۲*** | بخش غیرخطی | |
| ۰/۱۵۰۵*** | بخش خطی | لگاریتم ساختار مصرف انرژی |
| ۰/۲۳۳۵* | بخش غیرخطی | |
| ۰/۵۲۰۷*** | بخش خطی | لگاریتم جمعیت شهرنشینی |
| ۰/۸۶۸۲*** | بخش غیرخطی | |
| ۰/۰۴۵۶* | بخش خطی | لگاریتم باز بودن اقتصاد |
| -۰/۱۹۵۲*** | بخش غیرخطی | |

**مأخذ:** محاسبات پژوهش

پارامتر شیب (سرعت انتقال) بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است که برابر ۳/۱۹۶۴ است. در واقع این عدد بیانگر این است که سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم بعدی به‌صورت جهشی و ناگهانی نمی‌باشد. به‌عبارت دیگر نسبت به سرعت صفر (بدین معنی که به‌طور ناگهانی از رژیم خطی به رژیم غیرخطی تبدیل می‌شود) در این حالت سه دوره به طول می‌انجامد تا این تغییر صورت گیرد و به همین‌دلیل شامل تغییر ملایم می‌شود. همچنین مکان وقوع تغییر رژیم نیز ۲/۴۷۷۹ است که چون لگاریتم شاخص پیچیدگی اقتصادی درنظر گرفته شده بود برای تعیین مکان انتقال باید از عدد به‌دست‌آمده آنتی‌لگاریتم بگیریم که عدد محاسبه شده آن ۱/۱۸- است.

لذا تا زمانی که مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی کمتر از ۱/۱۸- است، رفتار متغیرها مطابق رژیم اول خواهد بود. درصورتی‌که مقدار شاخص پیچیدگی اقتصادی از ۱/۱۸- بیشتر شود رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود.

**جدول ۸.** نتایج آزمون غیرخطی بودن

| نتایج آزمون غیرخطی بودن | |
|---|---|
| Wald Tests (LM) | W =۱۷/۹۴۹ pvalue =۰/۰۰۱ |
| Fisher Tests (LMF) | F =۴/۵۳۹ pvalue = ۰/۰۰۱ |
| LRT Tests (LRT) | LRT =۱۸/۵۶۶ pvalue = ۰/۰۰۱ |
| متغیر آستانه‌ای و مقدار آستانه | |
| لگاریتم شاخص پیچیدگی اقتصادی | متغیر آستانه‌ای |
| ۲/۴۷۷۹ | مقدار آستانه |

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد/ **: معنی‌دار در سطح ۵ درصد / ***: معنی‌دار در سطح ۱ درصد

**مأخذ:** یافته‌های پژوهش

به‌دلیل اینکه ضرایب متغیرها برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نیست و باتوجه به متغیر انتقال (شاخص پیچیدگی اقتصادی) و پارامتر شیب تغییر می‌کند، مقدار عددی ارائه‌شده در جدول شماره (۸) را نمی‌توان مستقیما تفسیر کرد و فقط باید علامت‌ها را بررسی، تجزیه و تحلیل کرد؛ بنابراین برای بیان روشن‌تری از نتایج، دو رژیم حدی اول و دوم را تعریف می‌شود.

رژیم حدی اول: حالتی است که پارامتر شیب به سمت منفی بی‌نهایت میل می‌کند و مقدار متغیر انتقال (شاخص پیچیدگی اقتصادی) کمتر از حد آستانه‌ای است، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و مدل به‌صورت زیر درمی‌آید. به‌عبارت دیگر، این رژیم برای کشورهای درحال توسعه به‌کار می‌رود که شاخص پیچیدگی اقتصادی آن‌ها کمتر از میزان آستانه‌ای ۱/۱۸- است:

$$LogGHGP_{it} = -0/1922LogECI_{it} + 0/1505LogECSP_{it} + 0/0456LogDE_{it} + 0/5207LogUR_{it}$$

رژیم حدی دوم: حالتی است که متغیر انتقال (شاخص پیچیدگی اقتصادی) بزرگ‌تر از مقدار آستانه بوده و پارامتر شیب به سمت مثبت بی‌نهایت میل می‌کند، در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و مدل در این رژیم به‌صورت زیر درمی‌آید، به‌عبارت دیگر این رژیم برای کشورهای صنعتی به‌کار می‌رود که شاخص پیچیدگی اقتصادی آن‌ها بیش از میزان آستانه‌ای ۱/۱۸- است:

$$LogGHGP_{it} = 2/0894LogECI_{it} + 0/334LogECSP_{it} - 0/1496LogDE_{it} + 1/3889LogUR_{it}$$

باتوجه به نتایج دو رژیم، مشخص می‌شود که در مورد متغیر ساختار مصرف انرژی، در هر دو رژیم علامت این متغیر مثبت هست. باتوجه به تعریفی که از متغیر ساختار مصرف انرژی در این پژوهش ارائه شده است؛ ساختار مصرف انرژی در واقع سهم انرژی‌های تجدیدناپذیر از کل انرژی است و افزایش میزان ساختار مصرف انرژی به‌معنی مصرف بیشتر از انرژی‌های تجدیدناپذیر (فسیلی) است که منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود. البته همان‌طور که مشاهده می‌شود ساختار مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای بگذارد.

متغیر شاخص پیچیدگی اقتصادی در هر دو رژیم خطی و غیرخطی تأثیر عکس (منفی) بر انتشار گازهای آلاینده (گلخانه‌ای) دارد بدین‌معنی که افزایش شاخص پیچیدگی اقتصادی منجر به کاهش آلودگی خواهد شد. به‌عبارت دیگر، توسعه فناورانه، ساختاری و افزایش سطح دانش و مهارت نیروی کار در یک اقتصاد به‌طور معنی‌داری در همه کشورهای مورد مطالعه می‌تواند باعث کاهش آلودگی‌های ناشی از این گازها شود.

متغیر شهرنشینی نیز در هر دو رژیم تأثیر این متغیر نشان‌دهندهٔ اثر مثبت بر میزان انتشار گازهای آلاینده دارد. بدین‌معنی‌که با افزایش جمعیت به‌ویژه در بخش شهری، میزان انتشار گازهای آلاینده افزایش می‌یابد و این مسئله می‌تواند مربوط به افزایش مصرف انرژی به‌ویژه انرژی‌های فسیلی و افزایش انتشار گاز دی اکسیدکربن باشد.

متغیر درجه باز بودن اقتصاد: در رژیم خطی که بیشتر شامل کشورهای درحال توسعه می‌باشد افزایش صادرات منجر به افزایش میزان گازهای گلخانه‌ای می‌شود چون افزایش تولید منجر به استفاده بیشتر از انرژی خواهد شد. چون در این‌گونه کشورها بیشتر از انرژی‌های فسیلی استفاده می‌شود پس گسترش صادرات منجر به افزایش آلودگی خواهد شد. در بخش غیرخطی که بیشتر در مورد کشورهای صنعتی توسعه یافته است، ازآنجاکه این کشورها بیشتر صنایع آلاینده را به کشورهای دیگر منتقل کرده‌اند افزایش صادرات منجر به افزایش آلودگی نخواهد شد.

## ۵. بحث و نتیجه‌گیری

تغییرات فزاینده آب و هوایی و اقلیمی در زمین که بیشتر براثر آلودگی‌های به‌وجودآمده توسط انسان‌ها می‌باشد، موجب شده است که محققان و پژوهشگران توجه ویژه‌ای به عوامل اثرگذار بر انتشار گازهای آلوده‌کننده و ازجمله گازهای گلخانه‌ای بنمایند. ازجمله مهم‌ترین این عوامل می‌توان به مصرف انرژی اشاره کرد. در این پژوهش ساختار مصرف انرژی بررسی شده است که بیانگر سهم انرژی‌های تجدیدناپذیر از کل مصرف انرژی است. ازآنجاکه تمایل کشورها برای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر روزبه‌روز افزایش می‌یابد میزان استفاده از انرژی برای تولید بیشتر بالاتر می‌رود و میزان مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر هم افزایش می‌یابد که در همه کشورهای مدنظر این پژوهش و در هر دو مدل خطی و غیرخطی ساختار مصرف انرژی و در واقع افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مستقیمی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای گذاشته است. درنتیجه کاهش استفاده از سوخت‌های فسیلی و تغییر جهت به مصرف انرژی پاک و تجدیدپذیر برای یازده کشور منتخب پیشنهاد می‌شود. از سوی دیگر، حرکت کشورها به سمت فناوری‌های جدید و ساختار تولید پیچیده‌تر، می‌تواند به بهبود وضعیت محیط‌زیست در این کشورها کمک نماید. نتایج تحقیق نشان می‌دهد افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورها به‌همراه بهبود سطح فناوری می‌تواند در کاهش گازهای آلاینده مؤثر باشد و این مسئله می‌تواند به‌عنوان نقشه راه برای برنامه‌ریزان اقتصادی و سیاست‌گذاران توسعه اقتصادی مدنظر قرار گیرد. در این راستا، ایجاد و توسعه زیرساخت‌های هوشمند برای اقتصاد و صنعت کربن‌زدا، از ملزومات کاهش آلودگی می‌باشد.

## منابع


استادزاد، علی حسین. (۱۳۹۹). "تأثیر همزمان نوآوری، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و منابع اولیه انرژی بر انتشار آلودگی (مطالعه موردی: اقتصاد ایران)"، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال دهم، شماره ۳۴، بهار ۳۹-۹.

بافنده ایماندوست، صادق؛ لشکری، محمد؛ سیاح‌زاده کاخکی؛ احسان. (۱۳۹۹). " بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر آلودگی هوا در ایران با توجه به نقش تعدیلی رشد اقتصادی" پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۱۰، شماره ۳۵، تابستان ۳۹-۱۱.

ترابی، تقی؛ خواجویی‌پور، امین؛ طریقی، سمانه؛ پاکروان، محمد. (۱۳۹۴). "تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران"، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، سال نهم، شماره ۱، پیاپی ۲۹، بهار ۱۳۹۴، ۸۴-۶۳.

خداوردیزاده، محمد؛ خداوردیزاده، صابر؛ جانی، سیاوش؛ علی، خلیلی. (۱۳۹۸)."تأثیر آستانه‌ای تورم بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه: رویکرد مدل رگرسیون انتقال مالیم پانلی (PSTR)" فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۶، شماره ۱، بهار، صص ۹۹-۷۷.

صادقی، سید کمال. (۱۳۹۲). "بررسی رابطه انتشار گازدی اکسیدکربن و آلودگی آب در ایران با نگرش اقتصاد محیط‌زیست، فضای جغرافیایی، دوره ۱۳، شماره ۴۳، صص ۲۰۹-۲۲۷.

صیادی، محمد؛ منجذب، محمدرضا. (۱۳۹۸). "ارزیابی تأثیر عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عضو اوپک با تأکید بر مصرف سوخت‌های فسیلی: کاربرد رهیافت غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)" مطالعات علوم محیط‌زیست، دوره چهارم، شماره چهارم، فصل زمستان، صص ۱۹۱۷-۱۹۰۷.

عبداللهیان، حمیدرضا؛ زراء نژاد، منصور؛ سعیدیان، سهیل؛ امیرنیا، آرام. (۱۴۰۱). "تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و شهرنشینی بر انتشار دی-اکسیدکربن درکشورهای منتخب عضو اوپک: بارویکرد اقتصادسنجی فضایی"، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، انتشار آنلاین.

عزیزی، زهرا؛ دارائی، فاطمه؛ ناصری بروجنی، علیرضا. (۱۳۹۸). "تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر آلودگی محیط‌زیست" سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، سال هفتم پاییز و زمستان، شماره ۲ (پیاپی۲۰) صص ۲۱۹-۲۰۱.

علوی راد، عباس؛ شریفی، ابراهیم؛ جلیلی، زهرا. (۱۳۹۵) "همزمانی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای منتخب اوپک: کاربردی از روش PMG" پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال ششم، شماره ۲۱، زمستان، ۹۲-۶۳.

غفاریان، فضل‌الله؛ فرجزاده، زکریا. (۱۳۹۹) "انتشار آلاینده‌ها از مصرف انرژی: تجزیه شدت انتشار و عوامل تعیین‌کننده (مطالعه موردی: ایران"، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۱۰، شماره ۳۵، تابستان ۱۲۹-۹۷.

کارگر دهبیدی، نوید؛ اسماعیلی، عبدالکریم . (۱۳۹۵). "تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری و شهرنشینی بر آلودگی محیط‌زیست در منطقه منا در طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵" مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، شماره ۴، دوره ۲، ۸۲۴-۸۱۵.

کمالی دهکردی، پروانه؛ غبیشاوی، عبدالخالق؛ فرشته، عبدالهی. (۱۴۰۰) "اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی مصرف انرژی در کشورهای پرمصرف جهان (شواهدی از خودرگرسیون‌برداری با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پانل)" پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۱۰، شماره ۸۳، بهار ۲۱۴-۱۹۵.

Ahmad, Mahmood, ZahoorAhmed, AbdulMajeed, BoHuang (2021),"An environmental impact assessment of economic complexity and energy consumption: Does institutional quality make a difference?" *Environmental Impact Assessment Review*, 89,article 106603.

Arouri, A., &Youssef, B., & Mhenni, H. (2012). "Energy consumption, Economic Growth and CO2 Emission Middle East and North African Countries", *EnergyPolicy*,45, 126-135.

Balke, N. S., and Fomby, T. B. (1997). "Threshold Cointegration". *International economic review*, 627-645.

Beckerman, W. (1992). Economic growth and the environment: Whose growth?Whose environment?. *World Development*, 20(4), PP 481-496.

Chu, L.K. (2020)" Economic structure and environmental Kuznets curve hypothesis: New evidence from economic complexity". *Applied economics letters*. 28(7), 612–616.

Dargay, J. M., Gately, D., & Huntington, H. G. (2007). ″Price and Income Responsiveness of World Oil Demand, by Product", *Energy Modeling Forum Working Paper EMF OP* 61.

*Gately, D., and Huntington, H. G. (2002). "The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand"*, The Energy Journal, *23(1), 19-55.*

Gonzalez, A.; Terasvirta, T.; Van Dijk, D. (2005). "Panel Smooth Transition Regression Models". *SEE/EFI Working paper Series in Economics and Finance* (604), 1-33.

Fok, D., Van Dijk, D. & P. Franses (2004), "A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors", *Working Paper, University of Rotterdam.*

Hanif, Imran(2018)," Impact of fossil fuels energy consumption, energy policies, and urban sprawl on carbon emissions in East Asia and the Pacific: A panel investigation",*Energy Strategy Reviews*,(21),16-24.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference". *Journal of Econometrics* ,93: 345–368.

Hu, J. L., and Lin, C. H. (2008). "Disaggregated Energy Consumption and GDP in Taiwan: A Threshold Co-Integration Analysis", *Energy Economics*, 30(5), 2342-2358.

Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). "The building blocks of economic complexity". *Proceedings of the national academy of sciences*, 106(26), 10570-10575.

Lin, Boqiang, Stephen DuahAgyeman(2019)," Assessing Ghana's carbon dioxide emissions through energy consumption structure towards a sustainable development path"Journal of Cleaner Production, Volume 238, 20 November 2019,Article 117941.

Jude, E. (2010); "Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach". Journal of Economic Development,(35),15-33.

Kangyin ,Dong,GalHochman,YaqingZhang,RenjinSun,Hui Li,HuaLiao(2018), " CO2 emissions, economic and population growth, and renewable energy: Empirical evidence across regions" , *Energy Economics*,(75),180-192.

Kulionis, V. (2013), "The Relationship between Renewable Energy Consumption, CO2 Emission and Economic Growth in Denmark",University Essay Fromlunds Universitet/Economisk-Historiska institutionen. 1-63.

Min Lim, L., &Ye, K., & Khoon Yoo, S. (2014). "Oil consumption CO2 emission, and economic growth: Evidence from the Philipines", *Sustainability*, (6), 967-979.

Mealy,P. and Teytelboym, A.(2020)." Economic complexity and the green economy"*Research Policy*,( 8)Article 103948.

Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2020). "The Relationship betweenEconomicComplexity, Energy Consumption Structure and Greenhouse Gas Emission: Heterogeneous Panel Evidence from the EU Countries". *Sustainability*, 11(2), 497-526.

Omay, T., Hasanov, M., and Ucar, N. (2014). "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Nonlinear Panel Cointegration and Causality Tests" ,*Applied Econometrics*, 34(2), 36-55.

Pata.U.K(2021)," Renewable and non-renewable energy consumption, economic complexity, CO2 emissions, and ecological footprint in the USA: testing the EKC hypothesis with a structural break", *Environmental Science and Pollution Research* ,( 28), 846–861.

Payam Nejata,Fatemeh Jomehzadeha , Mohammad MahdiTaherib, MohammadGoharicMuhd ZaimiAbd. Majidd,(2015), " A global review of energy consumption, CO2 emissions and policy in the residential sector (with an overview of the top ten CO2 emitting countries)", Renewable and Sustainable Energy Reviews,(43), 843-862.

Shahbaz,Muhammad,Nanth akumar Loganathan, Ahmed Taneem Muzaffar, KhalidAhmed, MuhammadAli Jabran,(2016)," How urbanization affects CO2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model" ,Renewable and Sustainable Energy Reviews,(57), 83-93.

Sun, Wei & Chumeng Ren (2021),"The impact of energy consumption structure on China’s carbon emissions: Taking the Shannon–Wiener index as a new indicator"Energy Reports, Volume 7, November 2021, 2605-2614.

Yi-Bin, Chiu (2017)," Carbon dioxide, income and energy: Evidence from a non-linear model", Energy Economics, Vol 61, 279-288.

Wang Changxin, XiaojunMa, BiyingDong, GuocuiGu, RuiminChen, YifanLi, HongfeiZou, Wenfeng Zhang, QiunanLi (2019)," Carbon emissions from energy consumption in China: Its measurement and driving factors",Science of The Total Environment, Volume 648, 15 January 2019, Pages 1411-1420.

Yin, J., Ding, Q. and Fan, X. (2021), "Direct and indirect contributions of energy consumption structure to carbon emission intensity", International Journal of Energy Sector Management, Vol. 15 No. 3, pp. 665-677.