



The Threshold Effects of Globalization on Energy Intensity Convergence in the Middle East Region: A Panel Smooth Transition Analysis

Mohammad Hassan Tarazkar¹, Masomeh Arabollah Firozjah²

1. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Agricultural Economics, School of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran. Tarazkar@shirazu.ac.ir

2. Ph. D. Candidate, Department of Agricultural Economics, School of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran. m.firozjah70@gmail.com

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	Given the importance of globalization and its relationship with energy intensity, this study examines the role of globalization with an emphasis on its threshold effect on energy intensity convergence in the Middle East region during 1980-2019. The Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model was used to investigate the non-linear relationship. The simultaneous characteristics of heterogeneity, non-linearity, and cross-sectional correlation of variables were examined, considering globalization as a transmission variable. The results of the linearity test confirmed the existence of a non-linear relationship between the variables. Moreover, considering a threshold transfer function with a threshold parameter indicating a two-regime model was determined to clarify the non-linear relationship between variables of the model. Finally, threshold limits of 1.697 and 1.874 and a slope parameter or transfer rate of 226.997 were estimated. The results also indicate a lack of convergence in energy intensity among countries in the Middle East region. Therefore, it is not possible to create a single energy policy that can be implemented simultaneously for all countries in the Middle East region.
Article history: Received: July 2024 Accepted: October 2024	
JEL: C23, F64, Q43.	
Keywords: Energy Intensity Convergence, PSTR, Globalization	
Cite this article: Tarazkar, M. H., & Arabollah Firozjah, M. (2024). The Threshold Effects of Globalization on Energy Intensity Convergence in the Middle East Region: A Panel Smooth Transition Analysis. <i>Applied Theories of Economic</i> , 11(3), 131-148. http://doi.org/10.22034/ecoj.2024.61748.3313	
	© The Author(s). DOI: 10.22034/ecoj.2024.61748.3313 Publisher: University of Tabriz

Introduction

Energy is a fundamental element for facilitating economic development in the world. In this regard, the Middle East is a region that includes economies rich in fossil fuels, which are dependent on fossil fuels for energy supply and domestic consumption. Therefore, oil and natural gas resources are considered the main source of income for most countries in this region. Nowadays, energy intensity is one of the strategic indicators in each country, used to assess the increase in energy efficiency in terms of reducing energy dependence on external sources and the environmental and climate consequences of high energy consumption domestically. In particular, energy intensity convergence has attracted significant attention. Convergence is an important concept in the region's economic growth due to the lack of studies on energy intensity convergence in the Middle East region and globalization, one of the most important issues in the contemporary world. Therefore, investigating the impact of globalization on energy intensity can provide policymakers in macroeconomics and energy with useful information. Although higher energy consumption indicates greater development, energy intensity must decrease for sustainable development. Therefore, this study examines the convergence of energy intensity in the Middle East region using the panel smooth transition regression.

Methodology

This study examines the role of globalization with an emphasis on its threshold effect on energy intensity convergence in the Middle East region during 1980-2019. This panel study consists of 14 countries in the Middle East region, including Iran, Saudi Arabia, Iraq, Qatar, United Arab Emirates, Yemen, Egypt, Lebanon, Jordan, Bahrain, Oman, Syria, Turkey, Kuwait, is considered. The Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model was used to investigate the non-linear relationship. The stages of estimating the PSTR model are as follows: first, the cross-sectional correlations of variables are examined. Then, based on the results of cross-sectional correlations of variables, the stability of model variables is investigated using relevant tests such as the CIPS test. Next, the linearity versus non-linearity test is conducted. If the null hypothesis of linearity is rejected, one must choose among potential non-linear models (e.g., logistic) and estimate its parameters. Furthermore, if the hypothesis of linearity is denied, the number of transfer functions is determined to fully specify the non-linear behavior. Threshold values are selected after examining non-linearity and determining the number of transfer functions. Hence, considering globalization as a transmission variable, the simultaneous characteristics of heterogeneity, non-linearity, and cross-sectional correlation of variables were examined.

Results and Discussion

Given the importance of globalization and its relationship with energy intensity, this study examines the role of globalization, emphasizing its threshold effect on energy intensity convergence in the Middle East region from 1980-2019. The Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model was used to investigate the non-linear relationship. Considering globalization as the transmission variable, the heterogeneous characteristics, non-linearity, and cross-sectional correlation of variables were simultaneously examined. Before estimating the PSTR model, the stationarity of the model variables was assessed to ensure no spurious regression. The results of the cross-sectional dependence test indicate that all statistical values of the CD-Pesaran test are positive and significant at the one percent level. Therefore, considering cross-sectional dependence in the analysis is necessary, and for testing stationarity, the absence of cross-sectional independence should be considered. The results of the CIPS test indicate that political globalization, population density, and energy intensity variables are stationary, while the other variables in the model are not stationary and are stationary after first differencing. In the next stage, cointegration tests were used to examine the existence of long-term relationships. The results of the Kao cointegration test indicate cointegration between the model variables and the presence of a long-term relationship. The results of the linearity test confirmed the existence of a non-linear relationship between the variables. Moreover, considering a threshold transfer function with a threshold parameter indicating a two-regime model was determined to clarify the non-linear relationship between variables of the model. Finally, threshold limits of 1.697 and 1.874 and a slope parameter or transfer rate of 226.997 were estimated. The results also indicate a lack of convergence in energy intensity among countries in the Middle East region. Therefore, it is not possible to create a single energy policy that can be implemented simultaneously for all countries in the Middle East region.



اثر آستانه‌ای جهانی شدن بر همگرایی شدت انرژی در منطقه خاورمیانه: تحلیل انتقال ملایم پانلی

محمدحسن طرازکار^۱، معصومه عرب‌اله فیروزجاه^۲

۱. نویسنده مسئول، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: Tarazkar@shirazu.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: m.firozjah70@gmail.com

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	با توجه به اهمیت جهانی شدن و ارتباط آن با شدت انرژی، در این مطالعه نقش جهانی شدن با تاکید بر اثر آستانه‌ای آن بر همگرایی شدت انرژی در کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۹ مورد بررسی قرار گرفت. جهت بررسی رابطه غیرخطی، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) بکار گرفته شد. پس انجام آزمون وابستگی مقطعی و ایستایی متغیرهای مدل، با در نظر گرفتن جهانی شدن به عنوان متغیر انتقال، همزمان ویژگی ناهمگنی، غیرخطی بودن و همبستگی مقطعی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون خطی بودن، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها را تأیید نمود. همچنین، در نظر گرفتن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرهای مدل تعیین شد. در نهایت، حد آستانه‌ای ۱/۶۹۷ و ۱/۸۷۴ و پارامتر شیب یا سرعت انتقال نیز برابر با ۲۲۶/۹۹۷ برآورد شد. همچنین نتایج حاکی از عدم همگرایی شدت انرژی بین کشورها منطقه خاورمیانه می‌باشد. بنابراین نمی‌توان یک سیاست مشترک و یکسان را برای تمام کشورهای منطقه خاورمیانه اجرا نمود.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۲۱ JEL: C23, F64, Q43.	
واژه‌های کلیدی: همگرایی شدت انرژی، رگرسیون انتقال ملایم پانلی، جهانی شدن.	

استناد: طرازکار، محمدحسن و عرب‌اله فیروزجاه، معصومه (۱۴۰۳). اثر آستانه‌ای جهانی شدن بر همگرایی شدت انرژی در منطقه خاورمیانه: تحلیل انتقال ملایم پانلی. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۱(۳)، ۱۴۸-۱۳۱.

DOI: 10.22034/ecoj.2024.61748.3313

حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه تبریز



۱- مقدمه

انرژی یک عنصر اساسی برای تسهیل توسعه اقتصادی در دنیا است. در این میان، خاورمیانه منطقه‌ای است که شامل اقتصادهای غنی از سوخت فسیلی است و به دلیل تأمین انرژی و مصرف داخلی آن به سوخت‌های فسیلی وابسته است. بنابراین، منابع نفت و گاز طبیعی منبع اصلی درآمد اکثر کشورها در خاورمیانه محسوب می‌شود. این منطقه از پانزده کشور شامل بحرین، ایران، عراق، ترکیه، اردن، کویت، لبنان، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه، امارات، یمن، لبنان و فلسطین اشغالی تشکیل شده است. براساس داده‌های موجود در بانک اطلاعات بین المللی انرژی EIA، مصرف انرژی در خاورمیانه به سرعت در حال رشد بوده در سال ۲۰۲۳، مصرف انرژی در خاورمیانه حدود ۴۰/۵ اگزاژول بوده که در مقایسه با سال ۲۰۲۲ حدود سه درصد افزایش داشته است، که ناشی از رشد اقتصادی، افزایش دسترسی به بازارهای انرژی و رشد سریع جمعیت در این منطقه بوده است. اما رشد مصرف انرژی در این منطقه موجب افزایش انتشار دی‌اکسید کربن شده است، همچنین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای جهانی (GHG) منطقه خاورمیانه حدود ۷٪ از تولید گازهای گلخانه‌ای جهانی می‌باشد، در سال ۲۰۲۱، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای خاورمیانه تقریباً به $1765/2 \text{ MtCO}_2$ رسید، که این رقم در سال ۱۹۹۰، 525 MtCO_2 بوده است (آژانس بین المللی انرژی^۱). بنابراین، کنترل مصرف انرژی با استفاده از اقدامات معمولی مؤثر، از جمله بهبود بهره‌وری انرژی و استفاده از انرژی پاک، در این منطقه ضروری است (وانگ و همکاران^۲، ۲۰۱۷؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ وو و همکاران^۳، ۲۰۲۳). چرا که افزایش شدت مصرف انرژی علاوه بر اتلاف منابع منجر به بن بست زیست محیطی و کاهش توان اکولوژیکی نیز می‌شود (سیف و حمیدی رزی^۴، ۱۳۹۵).

شدت انرژی معیاری برای اندازه‌گیری و ارزیابی کارایی انرژی در اقتصاد است که با نسبت واحدهای انرژی مصرف‌شده به‌ازای یک واحد GDP مورد سنجش قرار می‌گیرد. روند شدت انرژی در اکثر کشورها مورد مطالعه روند رو به بالا را نشان می‌دهد. شدت انرژی بالاتر به معنای هزینه یا قیمت بالاتر تبدیل انرژی به تولید ملی قلمداد می‌شود. در مقابل، شدت انرژی کمتر هزینه یا قیمت کمتر برای تبدیل انرژی به تولید در اقتصاد را نشان می‌دهد (سیم و سیک^۵، ۲۰۲۴). در حال حاضر، معیار شدت انرژی از جمله شاخص‌های مهم در هر کشور است که از آن برای بررسی افزایش کارایی انرژی هم از لحاظ کاهش وابستگی انرژی به خارج و هم از نظر تبعات آب و هوایی و محیط‌زیستی مصرف بالای انرژی در داخل استفاده می‌شود (شهبازی و حمیدی رزی^۶، ۱۳۹۳).

در این میان، همگرایی شدت انرژی توجه زیادی را به خود جلب کرده است. در حقیقت همگرایی یک مفهوم مهم در ناحیه رشد اقتصادی است، که در ابتدا برای بررسی روند تولیدی سرانه در کشورها و مناطق مختلف در طول زمان مورد استفاده قرار می‌گرفت (بارو و همکاران^۷، ۱۹۹۱). همگرایی بتا (β) رابطه بین مقدار اولیه انرژی و نرخ رشد سالانه را نشان می‌دهد. اگر ضریب این رابطه منفی باشد بدین معنی است که همگرایی وجود دارد و دلالت بر این دارد که کشورهایی که شدت انرژی بالاتری دارند، با گذشت زمان تمایل به رشد آهسته دارند و با کشورهایی با شدت انرژی پایین همگام می‌شوند.

¹ International Energy Agency

² Wang et al.

³ Wu et al.

⁴ Seif & Hamidi Razi (2016)

⁵ Sim & Sek

⁶ Shahbazi & Hamidi Razi (2014)

⁷ Barro et al.

با توجه زمینه‌های دوگانه تغییرات آب‌وهوایی و دگرگونی ساختار انرژی (هانگ و همکاران^۱، ۲۰۱۹)، پژوهش در زمینه همگرایی شدت انرژی رو به افزایش است. همگرایی در چندین زمینه مورد بررسی قرار گرفته است، از جمله اثر سرمایه‌گذاری خارجی، نقش جهانی‌شدن، اثر درآمد، تجارت بین‌الملل و تحقیق و توسعه داخلی بر همگرایی شدت انرژی، همگرایی مصرف جهانی انرژی (علیزاده^۲، ۱۳۹۳؛ برنت و ماداریا^۳، ۲۰۱۷؛ محمدی و رام^۴، ۲۰۱۷؛ بولوت و دوروسو^۵، ۲۰۱۸؛ شین گانگا و همکاران^۶، ۲۰۱۹؛ هانگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ آزالیا و همکاران^۷، ۲۰۲۳؛ هرزر^۸، ۲۰۲۴). همچنین در زمینه همگرایی تصادفی و همگرایی بتا در مصرف سرانه انرژی و همگرایی شدت انرژی (شهبازی و حمیدی رزی، ۱۳۹۳؛ فلاحی و همکاران^۹، ۱۳۹۶) مورد مطالعه قرار گرفت. در ادامه، این پژوهش به مرور مطالعات انجام شده در زمینه شدت انرژی می‌پردازد و سپس به بررسی مبانی نظری موضوع پرداخته شده است. در بخش بعدی، مدل مورد مطالعه مشخص شده و روش‌شناسی تحقیق تشریح می‌گردد. پس از برآورد مدل و تحلیل داده‌ها، نتایج حاصل گزارش شده و در نهایت، بر اساس نتایج، پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

علیزاده^{۱۰} (۱۳۹۳) به بررسی تاثیر جهانی‌شدن بر شدت انرژی در ایران، با بکارگیری روش ARDL پرداخت. نتایج نشان داد که جهانی‌شدن تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شدت انرژی دارد. همچنین تولید سرانه تاثیر منفی و معنی‌داری بر شدت انرژی دارد، که بیانگر این است که با افزایش تولید، شدت انرژی کاهش می‌یابد. منظور و همکاران^{۱۱} (۱۳۹۳) جهت تحلیل شدت انرژی به مدل‌سازی تقاضای انرژی در کشورهای عضو اکو و اندازه‌گیری کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی پرداخته‌اند. با استفاده از یک مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)^{۱۲} با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر آستانه‌ای، ناهمگنی در مدل‌های تقاضای انرژی در کشورهای مذکور را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که در اغلب کشورهای عضو اکو کشش درآمدی در طول زمان کاهش یافته است. علاوه بر این، در کشورهای عضو اکو به دلیل ساختار اقتصادی مشابه کشش درآمدی تقاضای انرژی بسیار به هم نزدیک است. شهبازی و حمیدی رزی (۱۳۹۳) همگرایی شدت انرژی بین کشورهای عضو اوپک را مورد مطالعه قرار داده‌اند. برای این منظور، از روش‌های آزمون دوجانبه همگرایی پسران (۲۰۰۷)^{۱۳} و همگرایی سیگما استفاده شده است. نتایج آزمون دوجانبه همگرایی پسران وقوع واگرایی در شدت انرژی بین کشوری را تأیید می‌نماید. طاهری ریکنده و همکاران^{۱۴} (۱۳۹۵) با کمک رهیافت الگوهای سری زمانی، همگرایی بلندمدت بین سیاست حمایت از تولیدکننده و شدت انرژی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که با افزایش حمایت‌های دولت از تولیدکنندگان بخش کشاورزی شدت مصرف انرژی

^۱ Huang et al.

^۲ Alizadeh (2014)

^۳ Burnett and Madariaga

^۴ Mohammadi and Ram

^۵ Bulut and Durusu-Ciftci

^۶ Xin-gang et al.

^۷ Azaliah et al.

^۸ Herzer

^۹ Fallahi et al. (2017)

^{۱۰} Alizadeh (2014)

^{۱۱} Manzoor et al. (2014)

^{۱۲} Panel Smooth Transition Regression Models (PSTR)

^{۱۳} Pesaran

^{۱۴} Taheri Reykandeh et al. (2016)

کاهش یافته است. خداوینی و همکاران^۱ (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های ۷۱ کشور مختلف جهان طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۲، با بکارگیری رگرسیون انتقال ملایم پانلی، و با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی سرانه و جهانی‌شدن اقتصاد به عنوان متغیرهای انتقال، به بررسی رابطه غیرخطی متغیرهای پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که منحنی کوزنتس برای رشد نابرابری قابل رد نیست، از سویی دیگر جهانی‌شدن در مراحل اولیه خود نابرابری را کاهش داده، اما به تدریج نابرابری را افزایش می‌دهد. فلاحی و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی وجود همگرایی تصادفی و همگرایی بتا در مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج آزمون‌ها بطور کلی نشان داد که در بین مصرف سرانه انرژی تک تک کشورها، همگرایی تصادفی وجود دارد. محمدی و رام (۲۰۱۲) همگرایی مصرف جهانی انرژی را طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۶۰ برای ۱۰۸ کشور مورد مطالعه قرار داده‌اند. با وجود شواهدی مبنی بر قوی بودن همگرایی مصرف برق در جهان، میزان همگرایی مصرف سرانه انرژی در کل کشورهای جهان را ضعیف عنوان کرده‌اند. همچنین محمدی و رام (۲۰۱۷) همگرایی در مصرف انرژی سرانه در ایالات متحده را از طریق روش های پارامتری و غیر پارامتری مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که عدم همگرایی در مصرف سرانه انرژی ایالات ها وجود دارد. بنابراین نابرابری بین ایالتی موجود در مصرف انرژی سرانه ممکن است منعکس کننده تغییرات در عوامل ساختاری باشد. برنت و ماداریا (۲۰۱۷) با استفاده از یک الگوی رشد نئوکلاسیکی که شامل انباشت سرمایه فیزیکی و مصرف انرژی، با داده‌های پانل پنجاه ایالت آمریکا پیامدهای همگرایی در رشد اقتصادی و شدت انرژی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که مصرف انرژی در طی چهار دهه گذشته نقش کوچک و مثبتی در سطح دولت، رشد سرانه اقتصادی و همگرایی داشته است. بولوت و دوروسو (۲۰۱۸) همگرایی شدت انرژی در کشورهای عضو OECD را در چارچوب تحولات اخیر با استفاده از تجزیه و تحلیل ریشه واحد با توجه به مدل سازی تغییرات ساختاری بررسی کرده‌اند. شین گانگا و همکاران (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های پانلی ۳۰ استان در چین طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۵، سرریز سرمایه گذاری مستقیم خارجی و همگرایی شدت انرژی را با بکارگیری مدل همگرایی بتا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد، سرمایه گذاری مستقیم خارجی می تواند شکل گیری همگرایی شدت انرژی شرطی را ترویج دهد. هانگ و همکاران (۲۰۱۹) نقش جهانی‌شدن، به ویژه اثر آستانه‌ای آن، بر همگرایی شدت انرژی در کشورهای راه ابریشم را طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۲ با استفاده از مدل PSTR مورد بررسی قرار داده اند. نتایج نشان داد افزایش سطح جهانی‌شدن بر همگرایی شدت انرژی در کشورها کمک می کند و همگرایی در سطوح بالای حد آستانه‌ای سریعتر است. در مطالعه آزالیا و همکاران (۲۰۲۳) همگرایی شدت انرژی در اندونزی بر اساس داده‌های تابلویی ۳۳ استان از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ تجزیه و تحلیل شد. تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی در تخمین هم گرایی بتا برای اندازه گیری وابستگی فضایی شدت انرژی مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که شواهدی از همگرایی بتا مطلق و مشروط بدون شواهدی از همگرایی سیگما وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که متغیرهای دیگری مانند درآمد استان، نقش صنایع تولیدی، نقش تجارت بین الملل، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و تراکم جمعیت، همگرایی شدت انرژی را تقویت می کند. هرزر (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های تابلویی بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ برای ۳۳ کشور در حال توسعه (با درآمد کم و متوسط) و بر اساس تکنیک‌های ادغام پانل، تأثیر تحقیق و توسعه داخلی بر شدت انرژی داخلی و سرریزهای احتمالی تحقیق و توسعه خارجی انجام شده در کشورهای توسعه یافته (با درآمد بالا) را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد، تحقیق و توسعه داخلی در بلندمدت به کاهش شدت انرژی در کشورهای در حال توسعه کمک نمی کند. نتایج مطالعات انجام شده در زمینه شدت انرژی نشان داد، جهانی‌شدن می تواند تاثیر مثبت بر شدت انرژی داشته باشد و همچنین همگرایی شدت انرژی بسته به ساختار

^۱ Khodavaishi et al. (2017)

کشورهای مورد بررسی متفاوت است. با توجه به کمبود مطالعه در زمینه همگرایی شدت انرژی در منطقه خاورمیانه و همچنین موضوع جهانی شدن که یکی از مهم‌ترین مسائل جهان معاصر است، هدف اصلی از این پژوهش بررسی تاثیر جهانی شدن بر همگرایی شدت انرژی در منطقه خاورمیانه می‌باشد. در این راستا، بررسی تاثیر جهانی شدن بر شدت انرژی می‌تواند اطلاعاتی بسیار مفیدی را در اختیار سیاستگذاران حوزه کلان اقتصادی و انرژی قرار دهد. لذا در این مطالعه به بررسی جهانی شدن بر همگرایی شدت انرژی در منطقه خاورمیانه طی یک دوره ۳۹ ساله ۱۹۸۰-۲۰۱۹ با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم پانلی پرداخته شده است. لازم به ذکر است با توجه به پیشینه تحقیق، علی‌رغم برتری‌های مدل PSTR، اما در کمتر مطالعاتی از این مدل به منظور بررسی اثر جهانی شدن بر متغیرهای مختلف از جمله شدت انرژی استفاده شده است و یا به طور خاص در منطقه خاورمیانه چنین پژوهش‌هایی انجام نشده است. لذا از این منظر مطالعه حاضر دارای نوآوری است.

بحث همگرایی از مدل‌های رشد نئو کلاسیک نظیر مدل سولو^۱ (۱۹۶۵) و کوپمنز^۲ (۱۹۶۵) که بر پایه‌ی فرضیه بازده نزولی سرمایه تجدیدپذیر استوار می‌باشد، الگو گرفته است. این الگو نشان می‌دهد که در غیاب شوک‌های خارجی چگونه درآمد سرانه کشورهای فقیر و ثروتمند به سمت حالت پایدار خودش و در شرایطی به سمت درآمد سرانه دیگر اقتصادها همگرا خواهند شد (بارو و سالای مارتین^۳، ۱۹۹۲؛ فروغی^۴، ۲۰۰۶). از دهه‌ی ۱۹۸۰ مساله همگرایی، الهام گرفته از مدل‌های رشد نئو کلاسیک، بوسیله دو فرضیه مختلف مورد آزمون قرار گرفت. نخست، فرضیه همگرایی بتا^۵ که به دو دسته همگرایی شرطی^۶ و همگرایی غیرشرطی (مطلق)^۷ تقسیم می‌شود (بارو و سالای مارتین، ۱۹۹۲). در حالت اول، اقتصادها با ساختارهای اولیه متفاوت به سمت سطوح پایدار بلندمدت متفاوتی حرکت می‌کنند. این بدان معنی است که هر اقتصاد به سمت یک سطح تولید سرانه‌ای همگرا می‌شود که متناسب با ویژگی‌های ساختاری خاص خود است. در حالت دوم فرض می‌شود که اقتصادها، صرف‌نظر از ساختارهای اولیه متفاوت، به سمت یک سطح پایدار بلندمدت مشترک همگرا می‌شوند. اما تحقق این حالت مستلزم آن است که اقتصادها از نظر ساختاری به یکدیگر نزدیک باشند و عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در آنها مشابه باشد. فرضیه دوم، فرضیه‌ی همگرایی سیگما^۸ بیان می‌کند که پراکندگی مصرف سرانه انرژی در میان گروهی از اقتصادها در طول زمان کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، اقتصادها به سمت یک الگوی مشابه همگرا می‌شوند (دی گروت و مولدر^۹، ۲۰۱۲).

نوع دیگری از همگرایی، همگرایی تصادفی^{۱۰} می‌باشد. همگرایی تصادفی به این معناست که تأثیر شوک‌های اقتصادی یا سایر عوامل خارجی بر روند مصرف سرانه انرژی، موقتی بوده و در بلندمدت، این روند به مسیر طبیعی خود بازمی‌گردد. به عبارت دیگر، اگر اقتصادها در کوتاه‌مدت از هم فاصله بگیرند فلاحی و رودریگز^{۱۱}، در بلندمدت تمایل دارند به سمت یک مسیر رشد مشترک همگرا شوند. با هدف تشخیص وجود یا عدم وجود همگرایی اقتصادی، محققان به طور گسترده از روش‌های مختلفی مانند رویکرد کلاسیک

¹ Solow

² Koompans

³ Barro & Sala-i-Martin

⁴ Foroughi

⁵ Beta Convergence (β convergence)

⁶ Conditional β convergence

⁷ Absolute β convergence

⁸ Sigma Convergence (σ convergence)

⁹ De Groot & Mulder

¹⁰ Stochastic Convergence

¹¹ Fallahi & Rodríguez

همگرایی، تحلیل سری‌های زمانی، مدل‌های پنل و مدل‌های اقتصادسنجی فضایی بهره می‌گیرند. این روش‌ها به محققان امکان می‌دهند تا به طور کمی به بررسی روند همگرایی در داده‌های اقتصادی بپردازند.

۴- روش‌شناسی تحقیق

مدل‌های خطی بر این فرض استوار هستند که در بلند مدت مسیر تعدیل به سمت تعادل الزاماً متقارن است. اما این فرض همواره برقرار نیست و در برخی از مدل‌ها، متغیرهای اقتصادی به صورت نامتقارن تعدیل می‌شوند و لذا نمی‌توان با مدل‌های خطی این مدل‌ها را بررسی نمود. از سوی دیگر، سطوح مختلف جهانی‌شدن می‌توانند تأثیر قابل توجهی بر سرعت و میزان همگرایی شدت انرژی داشته باشند و این امکان وجود دارد که اثر آستانه‌ای غیر خطی جهانی‌شدن در همگرایی شدت انرژی وجود داشته باشد.

در همگرایی بدون قید و شرط فرض بر این است که شدت انرژی در کشورهای مختلف به مرور زمان به همان وضعیت پایدار (از نظر شدت انرژی و نرخ رشد) همگرا می‌شود. مدل زیر برای آزمون یک نوع همگرایی شدت انرژی بکار گرفته می‌شود.

$$\frac{1}{\tau} \ln \left(\frac{E_{it}}{E_{it-\tau}} \right) = \alpha_i + \beta_i \ln(E_{it-\tau}) + \mu_{it} \quad (1)$$

اندیس i برای کشورهای مختلف از $(i=1, \dots, n)$ و t نشان دهنده $(t=1, 2, \dots, T)$ سال می‌باشد. E_{it} شدت انرژی کشور i در زمان t و $\ln E_{it}$ لگاریتم طبیعی E_{it} می‌باشد و α_i اثرات ثابت برای هر کشور می‌باشد. اگر ضریب پارامتر β_i از نظر آماری معنی‌دار و منفی شود، نشان دهنده آن است که همگرایی بدون قید و شرط وجود دارد طول بازه زمانی است و می‌تواند مقادیر متفاوتی را به خود اختصاص دهد؛ در این مطالعه $\tau = 1$ به منظور پوشش داده بیشتر برای تجزیه و تحلیل در نظر گرفته شد. همچنین در معادله فوق، μ_{it} جزء اخلاص می‌باشد. سمت چپ معادله (۱) نرخ رشد شدت انرژی است که به صورت زیر قابل بیان است.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln E_{it-1} + \mu_{it} \quad (2)$$

در این صورت، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) بصورت معادله (۳) قابل بیان است.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha_i + \beta_{i0} \ln E_{it-1} + \beta_{i1} F(q_{it}; \gamma, c) \ln E_{it-1} + \mu_{it} \quad (3)$$

معمولاً چالش‌های مشترک مانند نوسانات قیمت نفت، تغییرات سیاست محیط زیست، سرریز فناوری انرژی و غیره هر کدام به نوبه خود تأثیرات متفاوت بر همگرایی شدت انرژی می‌گذارند. در نتیجه همبستگی مقطعی بین کشورهای مختلف وجود دارد و فرض استقلال مقطعی در بسیاری از مطالعات قبلی داده‌های پانل نامعتبر است (بیست^۱، ۲۰۱۸). از این رو برای رفع مشکل همبستگی مقطعی فاکتور مشترک $\lambda_i f_t$ به معادله (۳) اضافه می‌شود.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha_i + \beta_{i0} \ln E_{it-1} + \beta_{i1} F(q_{it}; \gamma, c) \ln E_{it-1} + \lambda_i f_t + \mu_{it} \quad (4)$$

در معادله‌های ۳ و ۴، $F(q_{it}; \gamma, c)$ یک تابع انتقال^۲ و نشان دهنده ویژگی غیر خطی بوده و q_{it} یک متغیر انتقال است. تابع انتقال یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک در نظر گرفته می‌شود و توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌گردد، که به ترتیب پایین‌ترین و بالاترین مقادیر مرتبط با ضرایب رگرسیون β_{i0} (که ویژگی پویا را توصیف می‌کند) و $\beta_{i0} + \beta_{i1}$ را نشان می‌دهد. به‌طور کلی، $\beta_{i0} + \beta_{i1} F(q_{it}; \gamma, c)$ ضرایب رگرسیون را برای کشور i در زمان t نشان می‌دهد و ویژگی ناهمگنی^۳ را به تصویر می‌کشد. گونزالس و همکاران^۴ (۲۰۱۷) تابع انتقال را به شکل یک تابع لاجستیکی زیر تصریح کرده‌اند.

¹ Bist

² Transition function

³ Heterogeneous

⁴ Gonzalez et al.

$$F(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j))\right)^{-1} \quad (5)$$

در این تابع γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است و c_j یک بردار m بعدی از پارامترهای حد آستانه‌ای^۱ است. به منظور شناسایی، فرض می‌شود که مقدار پارامتر شیب مثبت و مقدار پارامتر حد آستانه یک توالی در حال افزایش یکنواخت است. حد آستانه تابع انتقال معمولاً مقادیر یک ($m=1$) یا دو ($m=2$) را می‌گیرد. بعنوان مثال اگر $m=1$ در نظر گرفته شود، دو رژیم با مقادیر پایین و بالا متغیر انتقال در مدل PSTR وجود دارد. معادله (۴) ویژگی خصوصیت پویا (β_{i0}) و ناهمگونی $\beta_{i0} + \beta_{i1}F(q_{it}; \gamma, c)$ و غیرخطی $F(q_{it}; \gamma, c)$ و $\lambda_i f_i$ همبستگی مقطعی را نشان می‌دهد.

قبل از تخمین مدل PSTR، اگرچه می‌توان آزمون همگنی^۲ برای تعیین اثر غیر خطی همگرایی شدت انرژی با فرض صفر $H_0: \gamma = 0$ و یا $H_0: \beta_{i1} = 0$ را انجام داد، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامتر مزاحم نامعین است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیر استاندارد هستند. برای برطرف کردن این مشکل، گونزالس و همکاران (۲۰۱۷) جایگزینی تابع انتقال در معادله (۵) را با تقریب سری تیلور در پیرامون $\gamma = 0$ در رابطه (۴) و در نتیجه آزمون یک فرضیه معادل در رگرسیون کمکی را پیشنهاد کرده‌اند.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha_i + \beta_{i0}^* \ln E_{it-1} + \beta_{i1}^* q_{it} \ln E_{it-1} + \dots + \beta_{im}^* q_{it}^m \ln E_{it-1} + \lambda_i f_t + \mu_{it} \quad (6)$$

در نتیجه آزمون $H_0: \gamma = 0$ معادل آزمون $H_0^*: \beta_{i0}^* = \dots = \beta_{im}^* = 0$ در معادله (۶) است. در صورت رد شدن آزمون همگنی، برای بررسی ویژگی‌های غیرخطی همگرایی شدت انرژی می‌توان مدل PSTR را ایجاد کرد. به پیروی از Teräsvirta^۳ (۱۹۹۳)، Teräsvirta (۱۹۹۴) و گونزالس و همکاران (۲۰۱۷)، $m=3$ را برای رگرسیون کمکی معادله (۶) فرض $H_{01}^*: \beta_{i3}^* = \beta_{i2}^* = \beta_{i1}^* = 0$ در نظر گرفته شد. اگر H_{01}^* رد شد، آزمون $H_{02}^*: \beta_{i3}^* = 0 \mid H_{02}^*: \beta_{i2}^* = 0$ و $H_{03}^*: \beta_{i3}^* = 0$ و $H_{01}^*: \beta_{i1}^* = 0 \mid \beta_{i3}^* = \beta_{i2}^* = 0$ و H_{02}^* قویاً رد شود، $m=2$ انتخاب می‌شود. در غیر این صورت $m=1$ می‌باشد.

با توجه به عوامل غیرقابل مشاهده در معادله (۴) ممکن است همبستگی در متغیرهای مستقل وجود داشته باشد. اثرات ثابت و تصادفی حاصل از تخمین مدل ممکن از نتایج جانبدار و متناقض داشته باشد (پسران، ۲۰۰۶). به پیروی از، ایبرهارد و پرسبیترو^۴ (۲۰۱۵) و اومی و همکاران^۵ (۲۰۱۸) جهت مقابله با مسئله همبستگی مقطعی متغیرها در مدل PSTR، متغیر مستقل، تابع انتقال و میانگین مقطعی متغیر وابسته در معادله (۴) لحاظ شد. تابع تخمین به شرح زیر است:

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha_i + \beta_{i0} \ln E_{it-1} + \beta_{i1} F(q_{it}; \gamma, c) \ln E_{it-1} + \beta_{i0}^* \ln E_{t-1} + \beta_{i0}^* F(\bar{q}_t; \bar{\gamma}, \bar{c}) \ln E_{t-1} + \mu_{it} \quad (7)$$

علاوه بر این، می‌توان همگرایی بتا شرطی را برای شدت انرژی با افزودن سایر متغیرهای مستقل $\ln X_{it}$ به معادله (۷) نسبت به مدل همگرایی بدون قید و شرط آزمون نمود.

$$\Delta \ln E_{it} = \alpha_i + \beta_{i0} \ln E_{it-1} + \eta_{i0} \ln X_{it} + F(q_{it}; \gamma, c) \{\beta_{i1} \ln E_{it-1} + \eta_{i1} \ln X_{it}\} + \beta_{i0}^* \ln E_{t-1} + \eta_{i0}^* \ln X_t + F(\bar{q}_t; \bar{\gamma}, \bar{c}) \{\beta_{i1}^* \ln E_{t-1} + \eta_{i1}^* \ln X_t\} + \mu_{it} \quad (8)$$

¹ location parameter

² Homogeneity

³ Granger & Teräsvirta

⁴ Eberhardt & Presbitero

⁵ Omay et al.

مراحل تخمین مدل PSTR بدین صورت است که ابتدا همبستگی مقطعی متغیرها بررسی می‌شود. سپس با توجه به نتایج همبستگی مقطعی متغیرها، ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون‌های مربوطه از جمله آزمون CIPS بررسی می‌شود. در ادامه آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بررسی می‌شود. در صورتی که فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد شود، می‌بایست از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه (لجستیک) به انتخاب نوع مدل غیرخطی پرداخته و پارامترهای آن را تخمین زد. همچنین در صورتی رد فرضیه خطی بودن، تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی تعیین می‌شود. پس از بررسی غیرخطی بودن و مشخص نمودن تعداد توابع انتقال، در ادامه تعداد حد آستانه‌ای انتخاب می‌شود.

۴-۱- داده‌های تحقیق

در این مطالعه پانلی متشکل از ۱۴ کشور منطقه خاورمیانه که شامل کشورهای ایران، عربستان سعودی، عراق، قطر، امارت متحده عربی، یمن، مصر، لبنان، اردن، بحرین، عمان، سوریه، ترکیه، کویت در بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ در نظر گرفته شده است. شدت انرژی (Eit) کل مصرف انرژی اولیه تقسیم بر تولید ناخالص داخلی در قیمت ثابت ۲۰۰۵^۱ بدست می‌آید (EIA2). در این پژوهش، جهانی‌شدن^۳ (G_{it}) با استفاده از شاخص KOF^4 اندازه‌گیری و بررسی شد. این شاخص توسط درهر^۵ (۲۰۰۶) مطرح و توسط گیگلی و همکاران^۶ (۲۰۱۹) توسعه داده شده است. شاخص کل جهانی‌شدن KOF از سه زیر شاخص جهانی‌شدن اقتصادی (EG_{it})، جهانی‌شدن اجتماعی (SG) و جهانی‌شدن سیاسی (PG) تشکیل شده است. همچنین در این مطالعه، تراکم جمعیت (PD_{it}) از نسبت کل جمعیت به مساحت زمین، و به بیان دیگر تعداد افرادی که در هر کیلومتر مربع (km^2) مساحت زمین زندگی می‌کنند، اندازه‌گیری شده است (بانک جهانی، ۲۰۱۸a). داده‌های سالانه شدت انرژی از سازمان اطلاعات انرژی ایالات متحده و بانک جهانی گردآوری شد. همچنین بر اساس در دسترس بودن داده‌ها در منطقه خاورمیانه، متغیرهای فوق طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۰ از منابع ذکر شده گردآوری شدند.

۵- یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی برخی از متغیرهای مهم پژوهش در منطقه خاورمیانه در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): آمار توصیفی برخی از متغیرهای پژوهش

کشور	نام متغیر	Mean	Standard error	Min	Max
امارت متحده عربی	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	۰/۸۵۵۶۵۴	۰/۱۳۴۳۸۶	۰/۴۳۱۳۶۴	۱/۰۰۴۳۲۱
	جهانی‌شدن ($\ln G_{it}$)	۱/۷۹۱۳۹۸	۰/۰۶۱۱۱۶	۱/۷۰۲۲۳۶	۱/۸۷۹۵۶۹
	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	۱/۶۸۰۲۰۲	۰/۳۳۰۹۵۲	۱/۱۵۷۰۱	۲/۱۳۸۵۳۷
بحرین	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	۱/۰۹۲۱۷۹	۰/۰۹۳۱۰۸	۰/۸۹۲۰۹۵	۱/۲۲۷۸۸۷
	جهانی‌شدن ($\ln G_{it}$)	۱/۷۷۴۴۷۲	۰/۰۵۲۵۶۴	۱/۷۰۰۱۷۵	۱/۸۴۰۹۱
	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	۳/۰۰۲۲۴۴	۰/۱۸۸۴۴۲	۲/۷۱۳۲۹	۳/۳۲۳۰۵۷
مصر	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	۱/۰۵۱۰۴۳	۰/۰۲۸۱۱۵	۰/۹۸۲۲۷۱	۱/۰۸۹۹۰۵
	جهانی‌شدن ($\ln G_{it}$)	۱/۷۶۵۳۱۷	۰/۰۵۴۴۸۵	۱/۶۶۰۷۳۸	۱/۸۳۴۱۴۴

¹ Mtoe per trillion 2005 US\$ World Development Indicators

² Energy Information Administration (EIA)

³ Globalization

⁴ KOF is the abbreviation of Konjunkturforschungsstelle, that is name of the Swiss Economic Institute in German

⁵ Dreher

⁶ Gygli et al.

۲/۰۰۳۶۶۳	۱/۶۳۵۵۹	۰/۱۰۶۰۶۵	۱/۸۲۹۸۵۱	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۴۳۱۳۶۴	۰/۹۶۳۷۸۸	۰/۱۲۰۲۸۲	۲/۲۶۸۷۰۳	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	ایران
۱/۷۳۷۱۹۸	۱/۴۳۴۳۳۴	۰/۱۱۰۶۷۶	۱/۵۹۳۹۷۸	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۱/۷۰۶۷۷	۱/۳۷۵۲۹۵	۰/۰۹۰۳۱۵	۱/۵۸۳۷۲۶	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۵۱۷۱۹۶	۰/۹۱۹۰۷۸	۰/۱۷۷۹۹۸	۱/۱۴۱۴۳۴	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	عراق
۱/۶۶۷۷۷۲	۱/۵۶۱۲۸۷	۰/۰۳۰۱۰۴	۱/۶۱۳۹۸۳	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۱/۹۵۶۸۸۳	۱/۴۹۴۳۹	۰/۱۳۹۷۴	۱/۷۲۰۵۸۵	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۱۰۳۸۰۴	۰/۸۵۱۲۵۸	۰/۰۵۳۸۹۹	۱/۰۰۸۴۶۴	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	اردن
۱/۸۷۵۲۸۶	۱/۶۸۶۴	۰/۰۶۵۲۶۲	۱/۸۰۲۱۹۶	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۲/۰۵۶۰۷۹	۱/۴۳۰۵۴۶	۰/۱۸۷۴۸۳	۱/۷۵۴۶۵۵	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۳۶۱۷۲۸	۰/۷۴۰۳۶۳	۰/۱۰۱۵۶۷	۱/۰۹۵۱۰۶	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	کویت
۱/۸۵۵۷۶۶	۱/۷۳۷۶۹۱	۰/۰۳۸۱۴۲	۱/۷۹۴۷۴۷	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۲/۳۷۳۰۷۳	۱/۸۸۵۳۹۴	۰/۱۴۱۴۰۵	۲/۱۰۳۹۵۱	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۳۶۱۷۲۸	۰/۷۴۰۳۶۳	۰/۱۰۱۵۶۷	۱/۰۹۵۱۰۶	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	لبنان
۱/۸۴۱۱۸۸	۱/۷۱۰۶۶۲	۰/۰۴۶۲۹۹	۱/۷۷۷۸۸۷	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۲/۸۲۶۴۱۱	۲/۴۰۳۲۴۴	۰/۱۴۳۳۳۹	۲/۵۸۶۲۵۳	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۲۱۷۴۸۴	۰/۵۰۵۱۵	۰/۲۲۳۱۳۲	۰/۹۱۷۲۵۱	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	عمان
۱/۸۰۲۴۳۳	۱/۶۲۷۰۲۵	۰/۰۶۳۰۶۵	۱/۷۱۲۵۸۹	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۱/۲۰۶۱۳۲	۰/۵۷۱۶۸۶	۰/۱۷۰۲۳۵	۰/۸۸۰۸۶۹	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۲۲۷۸۸۷	۰/۷۹۹۳۴۱	۰/۱۰۳۲۵۲	۱/۰۸۳۱۲۱	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	قطر
۱/۸۷۹۲۷۸	۱/۶۷۳۰۸۵	۰/۰۷۴۳۵۶	۱/۷۶۵۶۸۴	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۲/۳۹۱۷۸۴	۱/۲۸۴۶۸۲	۰/۳۳۹۲۵	۱/۸۳۰۰۴۸	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۱۵۸۳۶۲	۰/۵۷۹۷۸۴	۰/۱۱۷۴۵۲	۱/۰۳۱۸۵۵	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	عربستان سعودی
۱/۸۲۹۹۱۵	۱/۶۸۹۷۶۱	۰/۰۴۸۸۸۲	۱/۷۵۹	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۱/۲۰۲۵۲	۰/۶۵۴۰۱۴	۰/۱۵۲۶۷۸	۰/۹۷۳۴۶۸	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۱/۵۶۹۳۷۴	۱/۲۴۷۹۷۳	۰/۰۹۰۹۱۵	۱/۴۶۸۶۰۹	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	سوریه
۱/۷۱۶۴۹۲	۱/۵۳۹۵۷	۰/۰۵۶۵۲۶	۱/۶۳۵۳۸	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۲/۰۶۵۷۰۹	۱/۶۸۶۵۹۱	۰/۱۱۱۴۶	۱/۹۱۱۲۲۶۴	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۰/۸۹۲۰۹۵	۰/۷۸۵۳۳	۰/۰۳۱۷۴۷	۰/۸۵۳۶۵۸	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	ترکیه
۱/۸۵۶۴۵۱	۱/۶۴۳۱۴۷	۰/۰۷۰۸۹۵	۱/۷۷۲۵۲۵	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۲/۰۳۵۰۳۸	۱/۷۵۶۹۳۳	۰/۰۸۰۰۸۶	۱/۹۰۵۷۲۵	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	
۰/۸۲۶۰۷۵	۰/۵۴۴۰۶۸	۰/۰۷۵۰۸	۱/۷۰۷۲۷۸	شدت انرژی ($\ln E_{it}$)	یمن
۱/۷۱۷۱۸۶	۱/۴۹۲۷۷۱	۰/۰۷۲۹۹۴	۱/۶۱۳۲۱۳	جهانی شدن ($\ln G_{it}$)	
۱/۷۴۲۲۰۷	۱/۱۷۷۳۱۵	۰/۱۷۲۶۸۹	۱/۴۸۸۲۹۲	تراکم جمعیت ($\ln PD_{it}$)	

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود سوریه و یمن به ترتیب بیشترین و کمترین، مقدار متوسط شدت انرژی را به خود اختصاص داده‌اند، که بیانگر هزینه یا قیمت بالاتر تبدیل انرژی به تولید ناخالص داخلی کشور سوریه به نسبت کشور یمن است. پیش از برآورد الگوی $PSTR$ ، به منظور حصول اطمینان از عدم ایجاد رگرسیون کاذب، ایستایی متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت. اما در داده‌های پانل می‌بایست قبل از بررسی ایستایی متغیرها، وجود یا عدم وجود وابستگی مقطعی مورد آزمون قرار گیرد، تا آماره مناسب جهت آزمون ریشه واحد انتخاب شود (طرازکار و همکاران^۱، ۲۰۲۱). برای این منظور در مطالعه حاضر از آزمون CD -Pesaran جهت بررسی همبستگی مقطعی استفاده شد (پسران، ۲۰۱۵، ۲۰۰۴). در جدول (۲) نتایج آزمون وابستگی مقطعی CD -Pesaran گزارش شده است.

جدول (۲): آزمون وابستگی مقطعی CD -Pesaran

تراکم جمعیت	جهانی شدن	شدت انرژی	نام متغیر
$lnPD_{it}$	lnG_{it}	lnE_{it}	
۵۷/۶***	۸۰/۹۵***	۱۵/۹۵***	مقدار آماره

منبع: یافته‌های تحقیق

(*، **، *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد)

نتایج آزمون وابستگی مقطعی حاکی از آن است که تمام مقادیر آماره محاسباتی آزمون CD -Pesaran مثبت و در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. لذا فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی در سطح یک درصد رد شده و وابستگی مقطعی در تمام متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد. از این رو، در نظر گرفتن وابستگی مقطعی در تحلیل ضروری است و برای آزمون ایستایی می‌بایست عدم وجود استقلال مقطعی منظور گردد. با توجه به وجود وابستگی مقطعی متغیرهای مدل، در این مطالعه از آزمون ریشه واحد $CIPS$ استفاده شد (پسران، ۲۰۰۷). نتایج آزمون ایستایی در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون ایستایی $CIPS$

وضعیت ایستایی	CIP		متغیرها
	تفاضل مرتبه اول	سطح	
$I(0)$	-	-۲/۲۰*	لگاریتم شدت انرژی
$I(0)$	-	-۲/۳۷*	لگاریتم جهانی شدن
$I(0)$	-	-۳/۰۴**	لگاریتم تراکم جمعیت

منبع: یافته‌های تحقیق

(*، **، *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد)

نتایج آزمون $CIPS$ حاکی از آن است که متغیر جهانی شدن، تراکم جمعیت و شدت انرژی همگی در سطح ایستا هستند. همانطور که در بخش روش تحقیق اشاره شد، پیش از برآورد مدل $PSTR$ باید نسبت به وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه اطمینان حاصل نمود. برای این منظور وجود رابطه خطی در مقابل وجود الگوی $PSTR$ مورد آزمون قرار گرفت، که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

^۱ Tarazkar et al.

جدول (۴): آزمون وجود رابطه خطی

حد آستانه‌ای	M=1			M=2		
	آزمون والد	آزمون فیشر	آزمون نسبت راستمایی	آزمون والد	آزمون فیشر	آزمون نسبت راستمایی
فرض صفر و مقابل (تابع انتقال)	LM_W	LM_F	LRT	LM_W	LM_F	LRT
$H_0: r = 0 \text{ vs } H_1: r = 1$	۱۰/۷۷**	۳/۵۵**	۱۰/۸۷**	۱۷/۶۷***	۲/۹۳***	۱۷/۹۶***
$H_0: r = 1 \text{ vs } H_1: r = 2$	۵/۸۵	۱/۸۹	۵/۸۸	۰/۴۶	۰/۰۷	۰/۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

(*، **، *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد)

نتایج جدول فوق حاکی از آن است که آماره‌های آزمون والد، فیشر و نسبت راستمایی برای حد آستانه‌ای یک ($M=1$) و دو ($M=2$) در تعداد دو رژیم ($r=2$) معنی‌دار نبوده و در مقابل برای حد آستانه‌ای یک و دو و تعداد یک رژیم آستانه‌ای، معنی‌دار است. پس در ادامه حالت بهینه تعداد حد آستانه‌ای مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور و به پیروی از جود^۱ (۲۰۱۰) مدل بهینه براساس با معیارهای مجموع مجذور پسماندها، شوارتز و آکائیک انتخاب شد، که نتایج آن در جدول ۵ آورده شده است.

جدول (۵): تعیین تعداد آستانه‌ای تابع انتقال

Number of Location Parameters	M=1	M=2
مجموع مجذور باقیمانده‌ها (Residual Sum of Squares)	۱/۱۷۶	۱/۱۵۲
معیار آکائیک AIC (AIC Criterion)	-۶/۱۲۱	-۶/۱۳۶
معیار شوارتز BIC (Schwarz Criterion)	-۶/۰۵۹	-۶/۰۶۷

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس هر سه معیار گزارش شده جدول فوق، مدل PSTR با یک رژیم حدی (تابع انتقال) و دو حد آستانه‌ای برای بررسی تأثیر جهانی شدن، بر شدت انرژی ارجحیت دارد. با اضافه کردن $\ln PD_{it}$ به معادله همگرایی بدون قید و شرط بتا، همگرایی شرطی بتا تخمین زده شد. همچنین لگاریتم جهانی شدن به عنوان متغیر انتقال در نظر گرفته شد، که نتایج آن در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول (۶): نتایج تخمین مدل PSTR

قسمت غیر خطی مدل		قسمت خطی مدل (رژیم پایین جهانی شدن)	
ضریب	متغیر	ضریب	متغیر
۰/۰۶**	$\ln E_{it-1}$	۰/۷۹**	$\ln E_{it-1}$
-۰/۱۹**	$\ln G_{it}$	۰/۲۲**	$\ln G_{it}$
۰/۱۳**	$\ln D_{it}$	-۰/۱۰**	$\ln PD_{it}$

^۱ Jude

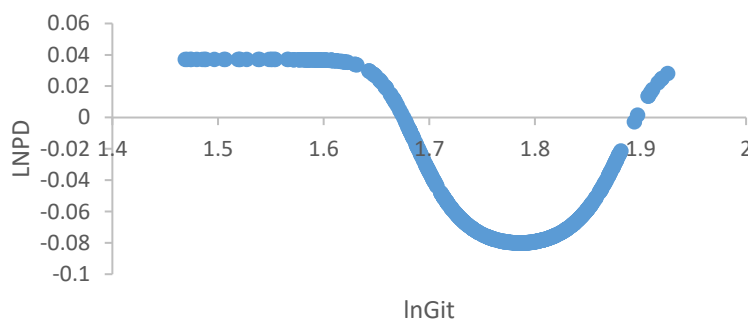
$\ln E_{it} = \alpha_i + 0.79 \ln E_{it-1} + 0.22 \ln G_{it} - 0.10 \ln PD_{it}$ $F(q_{it}; \gamma, c) = 0$ رژیم حدی اول:
$\ln E_{it} = \alpha_i + 0.85 \ln E_{it-1} + 0.03 \ln G_{it} + 0.03 \ln PD_{it}$ $F(q_{it}; \gamma, c) = 1$ رژیم حدی دوم:
$c = 1.874 ; 1.697\gamma = 226.997$

منبع: یافته‌های تحقیق

(*, **, *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد)

نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR در جدول (۶) حاکی از آن است که پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۲۲۶/۹۹۷ می‌باشد. مکان وقوع تغییر رژیم، حد آستانه‌ای نیز ۱/۸۷۴ و ۱/۶۹۷ برآورد شد. لذا در صورتی که مقدار جهانی شدن از حد آستانه‌ای تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. در صورتی که ضریب برآورد شده برای β با وارد کردن متغیر شرطی به مدل، بین صفر و منفی یک بدست آید فرضیه‌ی همگرایی شرطی β مورد پذیرش قرار می‌گیرد. اما همانطور که مشاهده می‌شود ضریب بتا شرطی تأثیر مثبت و معنی دار بر هر دو رژیم دارد. البته در رژیم اول تأثیر کمتری دارد و در رژیم دوم این اثر افزایش می‌یابد. در نتیجه نشان دهنده عدم همگرایی شدت انرژی بین کشورها منطقه خاورمیانه می‌باشد. بنابراین نمی‌توان یک سیاست مشترک را برای تمام کشورهای منطقه خاورمیانه اجرا نمود. این نتایج با نتایج مطالعات لیدل^۱ (۲۰۱۰)، لی و پارک^۲ (۲۰۲۳) مطابقت داشته و برخلاف نتایج مطالعه بیگرنای و همکاران^۳ (۲۰۲۱) است.

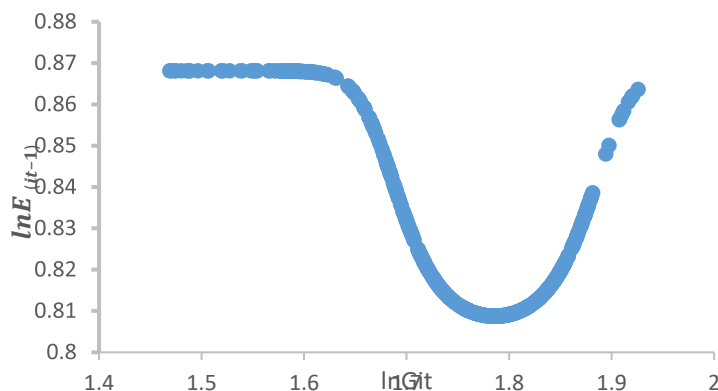
همچنین جهانی شدن تأثیر مثبت و از نظر آماری معنی داری در رژیم اول بر شدت انرژی دارد. البته تأثیر جهانی شدن بر شدت انرژی در سطوح پایین جهانی شدن زمانی که جهانی شدن در سطوح اولیه خود قرار دارد، نسبت به سطوح بالای جهانی شدن، شدت انرژی را بیشتر افزایش می‌دهد. تراکم جمعیت نیز در رژیم اول تأثیر منفی بر شدت انرژی دارد که بیانگر نقش منفی تراکم جمعیت در سطوح پایین جهانی شدن بر شدت انرژی است، اما در سطوح بالای جهانی شدن تأثیر مثبت و معنی داری بر شدت انرژی دارد. ضرایب هر یک از متغیرها در مقابل مشاهدات متغیر انتقال در نمودارهای (۱) تا (۳) رسم شده است.



نمودار (۱): ضریب همگرایی بتای شرطی تراکم جمعیت در مقابل متغیر انتقال

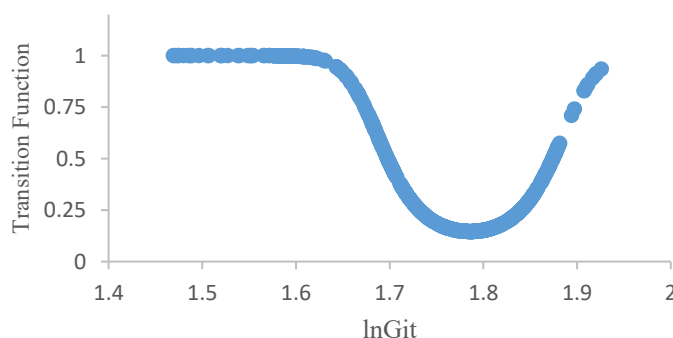
منبع: یافته‌های تحقیق

^۱ Liddle^۲ Lee & Park^۳ Bigerna et al.



نمودار (۲): ضرایب همگرایی بتای شرطی

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار (۳): تابع انتقال همگرایی بتای شرطی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارها نشان می‌دهد، رژیم حدى اول در میان دو حد آستانه‌ای برآورد شده قرار دارد و رژیم حدى دوم متناسب با مقادیر کوچک‌تر و بزرگ‌تر مشاهدات متغیر آستانه در مقایسه با دو حد آستانه‌ای است. همچنین نمودار (۱) نشان می‌دهد، سطح تراکم جمعیت در رژیم حدى اول منجر به کاهش در شدت انرژی می‌شود، اما در رژیم حدى دوم به صورت ناچیز باعث افزایش شدت انرژی می‌شود. نمودار (۲) نشان می‌دهد که ضرایب همگرایی بتای شرطی بین رژیم‌های حدى اول و دوم جهانی شدن نسبتاً متفاوت است و در رژیم حدى دوم جهانی شدن بزرگ‌تر از رژیم حدى اول جهانی شدن است.

نمودار (۳) تابع انتقال، اطلاعات زیادی را برای درک ویژگی‌های اصلی انتقال ارائه می‌دهد. در این نمودار، محور X و Y به ترتیب به متغیر انتقال (لگاریتم طبیعی جهانی شدن) و تابع انتقال اشاره دارد و هر دایره نشان دهنده یک مشاهده است. نتایج نشان می‌دهد، که یک انتقال در مکان‌های $c = 1.697$ و $c = 1.874$ وجود دارد که جهانی شدن را به رژیم‌های حدى اول و دوم تقسیم می‌کند. همچنین مشاهدات مختلفی در مورد رژیم‌های حدى جهانی شدن اول و دوم وجود دارد که وجود دو رژیم حدى متفاوت را تأیید می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی وضعیت همگرایی در شدت انرژی در منطقه خاورمیانه صورت گرفته، ضمن بررسی اثر آستانه‌ای جهانی‌شدن بر شدت انرژی و ویژگی غیر خطی بودن با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) طی یک دوره ۳۹ ساله (۲۰۱۹-۱۹۸۰) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. با در نظر گرفتن جهانی‌شدن به عنوان متغیر آستانه‌ای، حد آستانه‌ای ۱/۶۹۷ و ۱/۸۷۴ و سرعت انتقال نیز ۲۲۶/۹۹۷ برآورد شده است. ضمن اینکه جهانی‌شدن تأثیر مثبت و معنی‌داری در رژیم حدی اول بر شدت انرژی دارد. جهانی‌شدن برای کشورهای در حال توسعه به واسطه آن که می‌توانند با تقلید از کشورهای پیشرفته نرخ رشد بهره‌وری‌شان را افزایش دهند. همچنین همگرایی می‌تواند در نتیجه تغییر در ترکیب حامل‌های انرژی از طریق کاهش در مصرف سوخت‌های فسیلی حاصل شود.

همچنین نتایج نشان دهنده عدم وجود همگرایی شرطی شدت انرژی در منطقه خاورمیانه طی دوره مورد مطالعه می‌باشد. لذا اجرای رویکرد یکسان برای سیاست انرژی در منطقه خاورمیانه ممکن است موثر نباشد، زیرا تأثیر مداخلات سیاستی در کشورها متفاوت است. همچنین کشورهای منطقه باید به رویکرد شخصی‌سازی برای سیاست انرژی توجه کنند. این سیاست‌ها با توجه به وضعیت اقتصادی، اجتماعی و محیطی منحصر به فرد هر کشور متفاوت خواهد بود که مطابق با نتایج مطالعه صبا و نگپا^۱ (۲۰۲۲) است. کاهش شدت انرژی در کشورهای خاورمیانه از طریق همکاری‌های منطقه‌ای و به کارگیری راهکارهای متنوع، از جمله سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی، نه تنها به بهبود بهره‌وری انرژی کمک می‌کند بلکه گامی مهم در جهت تحقق اهداف توسعه پایدار محسوب می‌شود. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تراکم جمعیت نقش تعیین‌کننده‌ای در شدت انرژی دارد و این رابطه در سطوح مختلف جهانی شدن متفاوت است. بر این اساس جمعیت دارای اثرات منفی در سطوح پایین جهانی‌شدن و اثرات مثبت در سطوح بالا می‌باشد. بنابراین، سیاست‌ها ویژه کنترل جمعیت می‌تواند برای مدیریت شدت انرژی در منطقه و به فراخور وضعیت اقتصادی و اجتماعی هر کشور پیشنهاد شود. جهانی‌شدن همچنین تأثیر مهمی بر شدت انرژی دارد. اثر جهانی‌شدن با اثر بالاتر در سطوح پایین از جهانی‌شدن همراه است. این نشان می‌دهد که کشورهای منطقه باید هنگام اتخاذ تصمیمات سیاستی تأثیر محتمل جهانی‌شدن بر شدت انرژی خود را نیز در نظر بگیرند. در پایان با توجه به یافته‌های این مطالعه، سیاست‌گذاران منطقه باید به طراحی سیاست‌هایی بپردازند که همزمان به مدیریت تراکم جمعیت و ترویج جهانی‌شدن پایدار کمک کند. همچنین، مطالعات آینده باید به بررسی دقیق‌تر تأثیر سیاست‌های خاص بر شدت انرژی در کشورهای منطقه خاورمیانه با در نظر گرفتن تفاوت‌های سطح جهانی‌شدن و تراکم جمعیت بپردازند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

^۱Saba & Ngepah

فهرست منابع

1. Azaliah, R., Kurniawan, H., Hartono, D., & Widyastaman, P. A. (2024). The convergence of energy intensity in developing countries: a spatial econometric analysis with Indonesia's provincial panel data. *Environment, Development and Sustainability*, 26(6), 14915-14939.
2. Alizadeh, S.(2014). *Investigating the impact of globalization on energy intensity in Iran*. Tabriz University, Faculty of Management and Accounting, Tabriz, Iran. (In Persian).
3. Barro, R. J., Sala-i-Martin, X., Blanchard, O. J., & Hall, R. E. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings papers on economic activity*, 107-182.
4. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, 100(2), 223-251.
5. Bigerna, S., Bollino, C. A., & Polinori, P. (2021). Convergence in renewable energy sources diffusion worldwide. *Journal of Environmental Management*, 292, 112784.
6. Bist, J. P. (2018). Financial development and economic growth: Evidence from a panel of 16 African and non-African low-income countries. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1449780.
7. Burnett, J. W., & Madariaga, J. (2017). The convergence of US state-level energy intensity. *Energy Economics*, 62, 357-370.
8. Bulut, U., & Durusu-Ciftci, D. (2018). Revisiting energy intensity convergence: new evidence from OECD countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 12391-12397.
9. De Groot, H., & Mulder, P. (2012). Structural change and convergence of energy intensity across OECD countries. *Energy Economics*, 34(6), 1910-1921. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.07.023>
10. Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied economics*, 38(10), 1091-1110.
11. Eberhardt, M., & Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of international Economics*, 97(1), 45-58.
12. Fallahi, F., & Rodríguez, G. (2015). Structural breaks and labor market disparities in the Canadian provinces. *Journal of Economic Studies*, 42(2), 322-342 .
13. Fallahi, F., Ranjpour, R., & Shokri, T. (2017). Stochastic and Beta Convergence in Per Capita Energy Use among OPEC Member Countries [Applicable]. *Journal of Economic Modeling Research*, 8(29), 169-200 (In Persian).
14. Foroughi pour, E. (2006). A survey of sigma and beta convergence across opec countries (the test of solow-swan hypothesis). *Iranian journal of trade studies (ijts)*, 10(39), 135-156.
15. Gonzalez, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D., & Yang, Y. (2017). *Panel smooth transition regression models*.
16. Granger, C. W., & Teräsvirta, T. (1993). *Modelling nonlinear economic relationships*. oxford university Press.
17. Gygli, S., Haelg, F., Potrafke, N., & Sturm, J. E. (2019). The KOF globalisation index–revisited. *The Review of International Organizations*, 14, 543-574.
18. Herzer, D. (2024). The impact of domestic R&D and North–South R&D spillovers on energy intensity in developing countries. *Economic Change and Restructuring*, 57(2), 33.
19. Huang, Z., Zhang, H., & Duan, H. (2019). Nonlinear globalization threshold effect of energy intensity convergence in Belt and Road countries. *Journal of cleaner production*, 237, 117750.
20. Jude, E. C. (2010). Financial development and growth: A panel smooth regression approach. *Journal of Economic Development*, 35(1), 15.
21. Khodavaishi, H ,najari, s., & ezzati, A. (2017). Investigating the relationship between globalization and income inequality: an application for Panel Smooth Transition Threshold Regression Model. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 52(1), 61-87 (In Persian).
22. Koompans, T. C. (1965). On the Concept of Optimal Economic Growth,[w:] The Econometric Approach to Development Planning.
23. Lee, D. Y., & Park, S. Y. (2023). Global energy intensity convergence using a spatial panel growth model. *Applied Economics*, 55(41), 4745-4764.
24. Liddle, B. (2010). Revisiting world energy intensity convergence for regional differences. *Applied energy*, 87(10), 3218-3225.
25. Mohammadi, H., & Ram, R. (2012). Cross-country convergence in energy and electricity consumption, 1971–2007. *Energy economics*, 34(6), 1882-1887.

26. Mohammadi, H., & Ram, R. (2017). Convergence in energy consumption per capita across the US states, 1970–2013: An exploration through selected parametric and non-parametric methods. *Energy Economics*, 62, 404-410.
27. Manzoor, D., & Niakan, L. (2014). The relationship between economic development and energy intensity in ECO member countries: a uniform threshold panel data regression model. *Journal of Economic Research and Policies*, 22(69), 83-106 (In Persian).
28. Omay, T., Van Eyden, R., & Gupta, R. (2018). Inflation–growth nexus: evidence from a pooled CCE multiple-regime panel smooth transition model. *Empirical Economics*, 54, 913-944.
29. Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers. *Economics*, 1240(1), 1.
30. Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
31. Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
32. Perron, P., & Yabu, T. (2009). Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(3), 369-396.
33. Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, 34(6-10), 1089-1117.
34. Saba, C. S., & Ngepah, N. (2022). Convergence in renewable energy consumption and their influencing factors across regions: evidence from convergence algorithm approach. *Environ Sci Pollut Res Int*, 29(40), 61412-61445.
35. Seif, A. M., & Hamidi Razi, D. (2016). The Knowledge-Based Economy Structure and Energy Intensity Index Nexus: Evidence from Iran Provinces. *Iranian Energy Economics*, 5(18), 101-145 (In Persian).
36. Sim, K. Y., & Sek, S. K. (2024, January). Does economic development affect energy intensity level and vice versa? A comparison of nonstationary panel models with nonlinearity. In *AIP Conference Proceedings* (Vol. 2905, No. 1). AIP Publishing.
37. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
38. Shahbazi, K., & Hamidi Razi, D. (2014). Investigation of Energy Intensity Convergence among OPEC Countries (A Pair-Wise Approach) [Research]. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22(71), 173-198 (In Persian).
39. Tarazkar, M. H., Dehbidi, N. K., Ozturk, I., & Al-Mulali, U. (2021). The impact of age structure on carbon emission in the Middle East: the panel autoregressive distributed lag approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 33722-33734.
40. Taheri reykande, e. (2016). Evaluation of long-term convergence in energy intensity and supporting government policies in agriculture. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(3), 599-608 (In Persian). <https://www.magiran.com/p1646765>
41. Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the american Statistical association*, 89(425), 208-218.
42. Wang, Q., Zhang, C., & Cai, W. (2017). Factor substitution and energy productivity fluctuation in China: a parametric decomposition analysis. *Energy Policy*, 109, 181-190.
43. Wang, Q., Hang, Y., Su, B., & Zhou, P. (2018). Contributions to sector-level carbon intensity change: an integrated decomposition analysis. *Energy Economics*, 70, 12-25.
44. Wu, D., Xie, Y., & Liu, D. (2023). Rethinking the complex effects of the clean energy transition on air pollution abatement: Evidence from China's coal-to-gas policy. *Energy*, 283, 128413.
45. Xin-gang, Z., Yuan-feng, Z., & Yan-bin, L. (2019). The spillovers of foreign direct investment and the convergence of energy intensity. *Journal of cleaner production*, 206, 611-621.
46. Yu, B., Fang, D., Xiao, K., & Pan, Y. (2023). Drivers of renewable energy penetration and its role in power sector's deep decarbonization towards carbon peak. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 178, 113247.