

New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)

Quarterly Journal, Vol. 19, No. 3, Autumn 2024, 133-173

<https://www.doi.org/10.30465/jnet.2025.49103.2145>

Asymmetric Effect of Unemployment on Load Capacity Factor (LCF) in Selected MENA Countries:

Analysis of the Environmental Phillips Curve (EPC) Hypothesis

Abolghasem Golkhandan*

Abstract

According to the Phillips Environmental Curve (EPC) hypothesis, there is a negative relationship between environmental degradation and unemployment, and policies that stimulate employment and improve environmental quality cannot be simultaneously successful. Based on this, the main purpose of this research is to investigate the symmetrical and asymmetrical effect of unemployment on the load capacity factor (LCF) as a new and comprehensive indicator of environmental sustainability and analysis of the EPC hypothesis in 11 countries of the MENA region during the years 2000-2022 in the form of a STIRPAT model. For this purpose, unit root and panel cointegration tests with cross-sectional dependence and pooled mean group estimator have been used in two symmetric (PMG-ARDL) and asymmetric (PMG-NARDL) models. The estimation results of the symmetrical model show that unemployment had a positive and significant effect on LCF. The estimation results of the asymmetric model also indicate the positive and significant impact of positive unemployment impulses and the negative and significant effect of negative unemployment impulses on LCF; in such a way that the effect size of negative impulses is larger (confirmation of asymmetric impact). The robustness of the results has been confirmed by using the Cup-FM estimator, and based on this, the EPC hypothesis cannot be rejected in the studied countries. Based on Dumitrescu & Hurlin's (2012) panel causality test, the two-way causality relationship between LCF and unemployment (and its positive and negative impulses) variables is confirmed. Accordingly, if the countries of the MENA region

* Ph.D. in Public Sector Economics, Lorestan University, golkhandana@gmail.com

Date received: 27/05/2024, Date of acceptance: 13/09/2024



Abstract 134

want to increase the level of environmental sustainability without affecting the level of employment, this should be done by increasing investment in clean technologies and renewable energy industries, along with the development of green business opportunities that lead to sustainable employment growth. Based on other results, total population and energy consumption have a negative and significant effect on LCF, and the hypothesis of an N-shaped load capacity curve (LCC) is confirmed.

Keywords: Unemployment, Load Capacity Factor, Asymmetric Effect, Pooled Mean Group, Environmental Phillips Curve, MENA Countries.

JEL Classification: C23, E24,, Q53, Q57.



تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در کشورهای منتخب منطقه MENA آزمون فرضیه منحنی زیستمحیطی فیلیپس (EPC)

ابوالقاسم گل خندان*

چکیده

بر اساس فرضیه منحنی زیستمحیطی فیلیپس (EPC) بین تخریب محیطزیست و بیکاری یک رابطه منفی وجود دارد و سیاست‌های محرک اشتغال و بهبود کیفیت محیطزیست نمی‌توانند به‌طور هم‌زمان موفق باشند. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر نامتقارن و نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) به‌عنوان شاخص جدید و جامع پایداری محیطزیست و آزمون فرضیه EPC در ۱۱ کشور منطقه MENA طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۲۲ در قالب یک مدل STIRPAT است. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی پانل با وابستگی مقطعی و برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی در دو مدل نامتقارن (PMG-ARDL) و نامتقارن (PMG-NARDL) استفاده شده است. نتایج برآورد مدل نامتقارن نشان می‌دهد که بیکاری اثر مثبت و معناداری بر LCF داشته است. نتایج برآورد مدل نامتقارن نیز حاکی از تأثیر مثبت و معنادار تکانه‌های مثبت بیکاری و تأثیر منفی و معنادار تکانه‌های منفی بیکاری بر LCF می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که اندازه اثرگذاری تکانه‌های منفی بزرگ‌تر است (تأثیر اثر نامتقارن). استحکام نتایج با به‌کارگیری برآوردگر Cup-FM تأیید شده است و بر این اساس نیز نمی‌توان فرضیه EPC را رد کرد. بر اساس آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲) نیز رابطه علیت دوسویه بین متغیرهای LCF و بیکاری (و تکانه‌های مثبت و منفی آن) تأیید می‌شود. بر این اساس، اگر کشورهای منطقه MENA می‌خواهند سطح پایداری محیطزیست را بدون تأثیرگذاری بر سطح اشتغال افزایش دهند، این اقدام بایستی با افزایش سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک و صنایع

* دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه لرستان، golkhandana@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۱۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۱۴



انرژی‌های تجدیدپذیر، همراه با توسعه فرصت‌های کسب‌وکار سبز که منجر به رشد اشتغال پایدار می‌شود، محقق گردد. بر اساس سایر نتایج، جمعیت کل و مصرف انرژی، اثر منفی و معنadar بر LCF داشته است و فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC) به شکل N مورد تأیید قرار می‌گیرد.

کلیدواژه‌ها: بیکاری، ضریب ظرفیت بار، اثر نامتقارن، میانگین گروهی تلفیقی، منحنی زیست محیطی فیلیپس، کشورهای متا

طبقه‌بندی JEL: C23, E24,, Q53, Q57

۱. مقدمه

تخرب محيط‌زیست یکی از چالش‌های تعیین‌کننده عصر حاضر است که توجهات شگرفی را در سطح کشوری و جهانی به خود جلب کرده است. در پاسخ به مسائل ناشی از کاهش کیفیت محیطی، اجماع عمومی در مورد نیاز به پایداری زیست‌محیطی افزایش یافته است. در این راستا، چالش و مسئله عمده‌ای که سیاست‌گذاران کشورهای برخوردار از آگاهی‌های زیست‌محیطی با آن روبه‌رو هستند، کاهش تخریب محيط‌زیست بدون به خطر انداختن معیشت توده‌ها و کاهش فعالیت‌های اقتصادی (یعنی بدون افزایش بیکاری) می‌باشد (Shastri et al., 2023). با این وجود، آشکار است که گسترش فعالیت‌های اقتصادی باعث افزایش تخریب محيط‌زیست و تعمیق بیشتر مشکلات زیست‌محیطی موجود شده است. در این راستا، گزینه‌های قابل قبولی که ممکن است هم بر مشکلات زیست‌محیطی غلبه کنند و هم سطح رفاه و اشتغال جامعه را افزایش دهند، بایستی بررسی و تعیین شوند (Kashem & Rahman, 2020: 31153).

ادبیات گسترده‌ای در زمینه اقتصاد محيط‌زیست، رابطه مثبت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی محيط‌زیست را نشان می‌دهند. با توجه به این که ایجاد اشتغال به‌طور مستقیم با رشد تولید مرتبط است، یک رابطه مبادله‌ای (بده-بستان) بین تخریب محيط‌زیست و بیکاری ایجاد می‌شود. این رابطه را کاشم و رحمان (Kashem & Rahman, 2020) «منحنی فیلیپس زیست‌محیطی» (Environmental Phillips Curve: EPC) می‌نامند. در واقع، منحنی EPC یکی از موضوعات چالش‌برانگیز است که دولت‌ها را در کشورهای مختلف با دوراهی بین بیکاری و کیفیت‌محیطی مواجه می‌کند. درواقع بر اساس این فرضیه، بین تخریب محيط‌زیست و بیکاری یک رابطه منفی وجود دارد و سیاست‌های محرک اشتغال و بهبود کیفیت محيط‌زیست

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۳۷

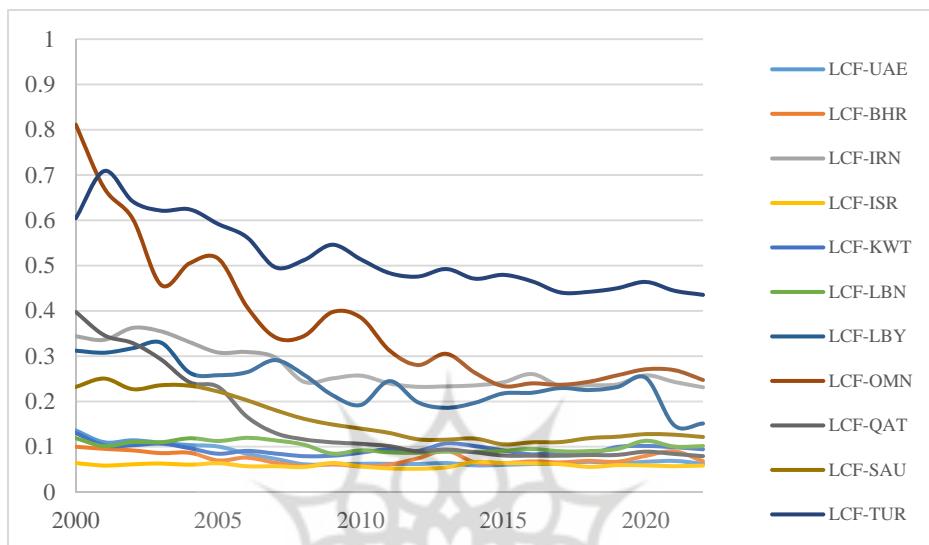
نمی‌توانند به طور هم‌زمان موفق باشند (Yavuz et al., 2023). در صورت تأیید فرضیه EPC، این واقعیت که سناریوهای بیکاری بالا به طور بالقوه فرصتی برای بهبود پایداری زیست‌محیطی ارائه می‌دهد، موضوع را پیچیده می‌کند. چراکه در مواردی که پایداری زیست‌محیطی با افزایش در نرخ بیکاری ایجاد می‌شود، دست‌یابی هم‌زمان به اهداف توسعه پایدار (SDGs) (هدف ۸: کار شایسته و رشد اقتصادی و هدف ۱۳: اقدامات اقلیمی) را با چالش مواجه می‌کند (Çakmak et al., 2023).

بر اساس توضیحات فوق، هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر متقارن و نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (Load Capacity Factor: LCF) زیست‌محیطی در کشورهای منتخب منطقه MENA (خاورمیانه و شمال آفریقا) به کمک رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (Pooled Mean Group: PMG) می‌باشد. LCF به عنوان یک شاخص جامع و جدید برای بررسی کیفیت محیط‌زیست، هر دو طرف عرضه و تقاضای اکوسیستم را در نظر می‌گیرد و به نتایج دقیق‌تری منجر می‌گردد. LCF با تقسیم ظرفیت زیستی بر ردپای اکولوژیکی به دست می‌آید و مقادیر بالاتر آن پایداری زیست‌محیطی بیشتری را نشان می‌دهد (Pata, 2021; Pata & Isik, 2021; Wang et al., 2023; Pata & Tanriover, 2023; Uche & Ngepah, 2024).

حد پایداری این شاخص نیز برابر با عدد ۱ در نظر گرفته می‌شود.

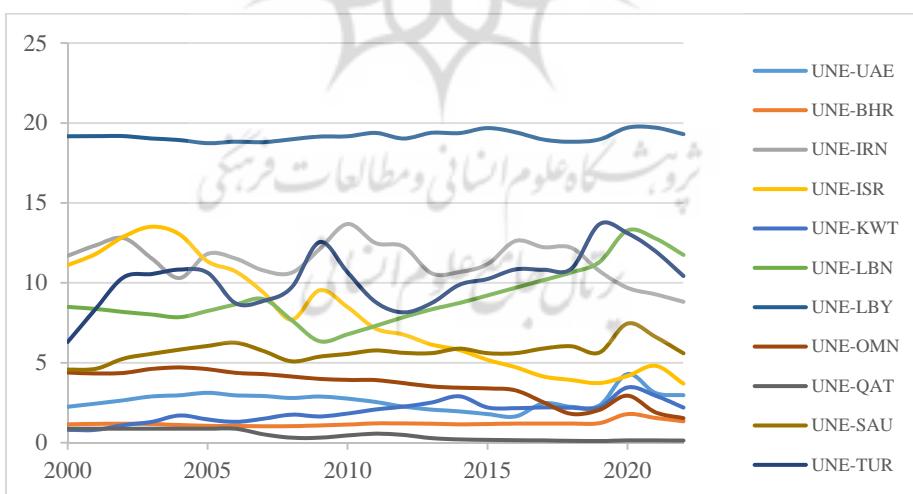
در نمودارهای (۱) و (۲) به ترتیب روند حرکتی LCF و نرخ بیکاری طی دوره مورد بررسی (۲۰۰۰-۲۰۲۲) به تفکیک کشورهای مورد مطالعه منطقه MENA ارائه شده است. همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد به طور کلی میزان پایداری زیست‌محیطی بر اساس شاخص LCF در تمام کشورهای مورد مطالعه یک روند نزولی و کاهشی داشته و از سطح پایداری آستانه آن (عدد یک) فاصله قابل توجهی پیدا کرده است. بر اساس نمودار (۲) نیز روند نرخ بیکاری در بیشتر کشورهای مورد مطالعه طی بازه‌ی زمانی تحقیق دارای روند نامنظم و نوسانی بوده است. بر این اساس آن‌چه به عنوان سؤالات اساسی پژوهش حاضر مطرح می‌شود آنست که آیا افزایش سطح پایداری محیط‌زیست در کشورهای منطقه MENA متأثر از سیاست‌های اشتغال‌زایی است؟ و در این صورت کشورهای این منطقه باید چه سیاست مناسبی را در پیش گیرند؟ علاوه بر این، آیا اثرگذاری بیکاری بر شاخص پایداری زیست‌محیطی نامتقارن است و بین شوک‌های مثبت و منفی بیکاری از نظر اثرگذاری تفاوت معناداری وجود یا خیر؟ چراکه انتظار می‌رود تکانه‌های مثبت در بیکاری تأثیر متفاوتی بر اکوسیستم نسبت به تکانه‌های منفی آن داشته باشد (Djedaiet, 2023).

به این منظور، ادامه مقاله به این ترتیب سازماندهی شده است: ادبیات موضوع؛ روش‌شناسی؛ یافته‌ها و نتیجه‌گیری.



نمودار ۱. روند ضریب ظرفیت بار در کشورهای منتخب منطقه MENA (۲۰۰۰-۲۰۲۲)

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. روند نرخ بیکاری در کشورهای منتخب منطقه MENA (۲۰۰۰-۲۰۲۲)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

EPC فرضیه ۱.۱.۲

کاشم و رحمان (Kashem & Rahman, 2020) ارتباط بین بیکاری و تخریب محیطزیست را با الهام از منحنی فیلیپس و قانون اوکان (Okun's Law) به عنوان فرضیه منحنی زیست محیطی فیلیپس (EPC) توصیف می کنند. بر اساس این فرضیه بین تخریب محیطزیست و بیکاری یک رابطه منفی وجود دارد؛ به عبارت دیگر، تخریب و ناپایداری محیطزیست با افزایش بیکاری کاهش می یابد (Tanveer et al., 2022: 3). در اقتصاد کلان، منحنی فیلیپس نشان دهنده یک رابطه مبادله ای بین تورم ملی و نرخ بیکاری است و بر این اساس اگر کشوری بتواند تورم بالا را تحمل کند، می تواند به هدف بیکاری پایین نیز دست یابد (Kashem & Rahman, 2020). فرضیه EPC رویکرد جدیدی را برای بررسی رابطه بین آلدگی محیطزیست و بیکاری ایجاد می کند و معتقد است که کاهش در نرخ بیکاری در بازه زمانی کوتاه مدت و یا بلند مدت به قیمت (هزینه) افزایش تخریب و کاهش کیفیت محیطزیست ممکن می باشد (Daştan & Eygu, 2023).

فعالیت های اقتصادی به طور مستقیم یا غیر مستقیم فشار بر محیطزیست را افزایش داده و باعث آلدگی محیطزیست می شوند. در اکثر مدل های ارائه شده توسط اقتصاددانان طی سال های گذشته (مانند مدل IPAT) این مدل یک معادله حسابداری استاندارد است که در بررسی اثرات زیست محیطی (I) از طریق سه عامل متمایز جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) به شکل زیر استفاده می شود: $I = P^* A^* T$ که توسط محققانی به نام های ارلیچ و هولدرن (Ehrlich & Holdren, 1971) در بررسی تأثیر فعالیت های انسانی بر کیفیت محیطزیست ارائه شده است، مشاهده می شود که آلدگی و تولید (درآمد)، رابطه مثبتی با یکدیگر دارند. بر این اساس فرض بر آنست که بین تخریب محیطزیست و رشد اقتصادی، بالاخص در مراحل اولیه توسعه یک رابطه مثبت وجود دارد. این رابطه مثبت را می توان بر اساس معادله (۱) بیان کرد (Kashem & Rahman, 2020: 31154):

$$P = \beta_0 + \beta_1 Y \quad \beta_1 > 0 \quad (1)$$

در رابطه فوق، P به آلدگی محیطزیست و Y به درآمد یا رشد اقتصادی اشاره دارد. اوکان (Okun, 1962) رابطه بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در ایالات متحده آمریکا را بین سال های ۱۹۴۸ و ۱۹۶۰ بررسی کرد و به این نتیجه رسید که این متغیرها رابطه منفی دارند. این رابطه

منفی بین بیکاری و درآمد، قانون اوکان نامیده شد که نشان می‌دهد با افزایش درآمد، نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. بر این اساس، بیکاری (U) ارتباط تنگاتنگی با رشد اقتصادی یا درآمد دارد. این رابطه منفی بین نرخ بیکاری و درآمد در رابطه (۲) نشان داده شده است.

$$U = \vartheta_0 - \vartheta_1 Y \quad \vartheta_1 > 0 \quad (2)$$

با بررسی هم‌زمان معادلات (۱) و (۲) می‌توان دریافت که بین تخریب محیط‌زیست و بیکاری یک همبستگی منفی به شکل رابطه (۳) وجود دارد (Shastri *et al.*, 2023; Haciimamoğlu, 2023).

$$P = \varphi_1 - \varphi_2 U \quad \varphi_2 > 0 \quad (3)$$

شایان ذکر است که پیش از مطرح شدن فرضیه EPC، یک رشتہ از ادبیاتی وجود دارد که ارتباط بین بیکاری و ترجیحات محیطی را بررسی می‌کند (Witzke & Urfei, 2001; Veisten *et al.*, 2004; Torgler & García-Valiñas, 2007; Kahn & Kotchen, 2011; Meyer, 2016). Veisten و همکاران (2004) شواهد محکمی ارائه می‌دهند که نشان می‌دهد بیکاری با تمایل به پرداخت کمتر هزینه برای کیفیت محیطی مرتبط است. Kahn و کوچن (Kahn & Kotchen, 2011) از دو منبع مختلف داده‌ای برای بررسی ارتباط بین نرخ بیکاری و نگرانی عمومی در مورد تغییرات آب و هوایی استفاده کردند. نویسنده‌گان رابطه بین جست‌وجوی کلمات کلیدی گوگل در داخل یک ایالت و نرخ بیکاری آن ایالت را بررسی کردند و دریافتند که به طور متوسط، افزایش نرخ بیکاری در یک ایالت، جست‌وجو برای "گرمایش جهانی" را کاهش و جست‌وجو برای بیکاری را افزایش می‌دهد. همچنین، با استفاده از اطلاعات حاصل از نظرسنجی‌های ملی، نویسنده‌گان گزارش کردند که افزایش نرخ بیکاری یک ایالت با کاهش احتمال این‌که ساکنان فکر می‌کنند گرمایش جهانی اتفاق می‌افتد و همچنین، کاهش حمایت از ایالات متحده برای هدف قرار دادن سیاست‌های کاهش تغییرات آب و هوایی مرتبط است. Meyer (2016) با استفاده از داده‌های نظرسنجی از کشورهای اروپایی، با توجه به این موضوع، که بیکاری درآمد و هزینه فرصت زمان را کاهش می‌دهد، دریافتند که بیکاری میزان رفتارهای طرفدار محیط‌زیست را که به مشارکت‌های پولی نیاز دارند، کاهش می‌دهد و میزان رفتارهای طرفدار محیط‌زیست را که عمدهاً به زمان/تلاش نیاز دارند، افزایش می‌دهد.

با این حال، تلاشی برای بررسی تجربی رابطه مبادله‌ای بین کیفیت محیطی و اشتغال در سطح کلان، پیش از مطالعه کاشم و Rahman (Kashem & Rahman, 2020) انجام نشده است. بر

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۴۱

اساس توضیحات فوق، از لحاظ نظری، رابطه بین تخریب محیط‌زیست و بیکاری را می‌توان با استفاده از دو رویکرد متفاوت رشد اقتصادی و ترجیحات تبیین و تشریح کرد. با توجه به رویکرد رشد اقتصادی، بیکاری مانع رشد اقتصادی و سبب کاهش مصرف انرژی می‌شود. انتظار می‌رود این وضعیت باعث کاهش استفاده از منابع طبیعی و آلدگی محیط‌زیست شود. از سوی دیگر، در بعد ترجیحی بیان می‌شود که بیکاری، درآمد مصرف‌کنندگان را کاهش می‌دهد که این موضوع مصرف کالاها و خدمات نسبتاً گران‌قیمت دوست‌دار محیط‌زیست را دشوار می‌کند (Bhowmik et al., 2020: 14916).

شایان ذکر است که برخی از مطالعات تجربی دیگر با الهام از فرضیه EPC و با توجه به بعد ترجیحی رابطه بین تخریب محیط‌زیست و بیکاری، رابطه این دو متغیر را به صورت غیرخطی پیشنهاد کرده‌اند. به طور مثال، شانگ و زو (Shang & Xu, 2022) در ارزیابی فرضیه منحنی زیست‌محیطی فیلیپس (EPC) و منحنی اشتغال کوزنتس زیست‌محیطی (Environmental Kuznets Curve: EKCE) نشان داده‌اند که رابطه U شکل معناداری بین تنظیم انتشار کربن و اشتغال وجود دارد؛ به این معنی که EKCE بهتر از EPC برای توضیح وضعیت کشور چین مناسب است. چاکماک و همکاران (Çakmak et al., 2023) نیز وجود منحنی اشتغال زیست‌محیطی (Environmental Employment Curve: EEC) که بر اساس آن یک رابطه U شکل معکوس بین آلدگی محیط‌زیست و نرخ اشتغال وجود دارد، برای بخش‌های اصلی اقتصادی چین (صنعت، خدمات و کشاورزی) مناسب‌تر می‌دانند. علاوه بر این، برخی از مطالعات مانند دجدایت (Djedaiet, 2023) نشان داده‌اند که کیفیت محیطی به متغیرهای تعیین‌کننده فلاکت اقتصادی (نرخ بیکاری و نرخ تورم) و اکتشاف نامتقارن نشان می‌دهد؛ به این معنا که میزان تأثیر شوک‌های منفی و مثبت بیکاری و تورم بر کیفیت محیطی متفاوت است.

۲.۱.۲ منحنی زیست‌محیطی LCC

موضوع مهمی که در ادبیات گذشته در زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر پایداری محیط‌زیست مطرح می‌شود آنست که کدام شاخص بایستی برای مدل‌سازی متغیر وابسته استفاده شود. رویکرد متقاضی و سنتی در این زمینه استفاده از انتشار کربن (CO_2) به عنوان نماینده‌ای برای کیفیت محیط‌زیست به دلیل داشتن بالاترین سهم در سطوح انتشار کل گازهای گلخانه‌ای است. با این حال، گروهی از محققان استدلال می‌کنند که تخریب محیطی یک موضوع پیچیده است و CO_2 تنها بر یک بعد آن متمرکز است. بر این اساس، استفاده از شاخص ردپای اکولوژیکی (EF)

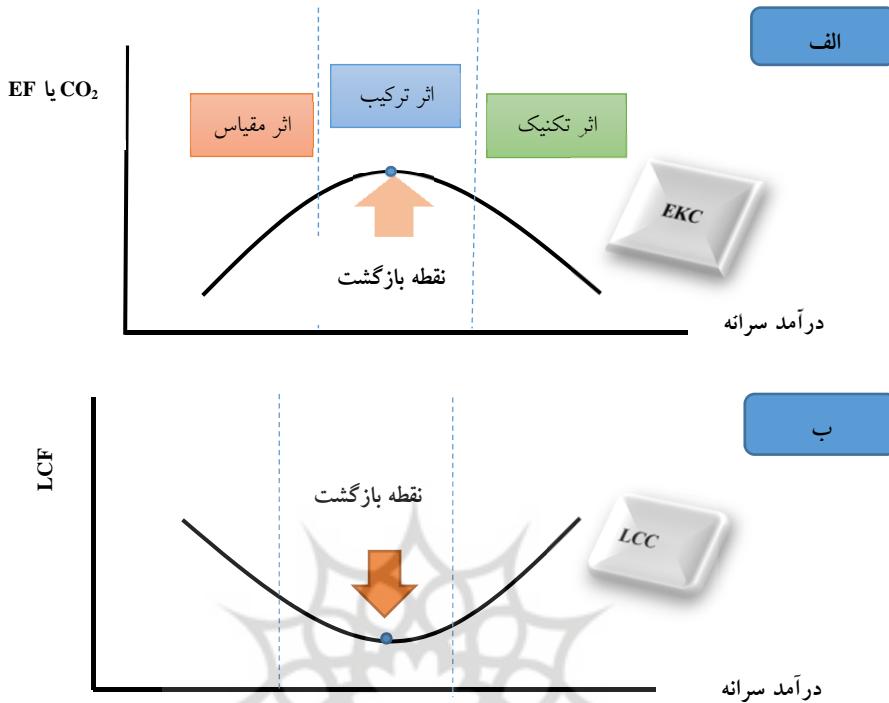
به جای CO_2 و سایر ابعاد تخریب محیط‌زیست بهدلیل در نظر گرفتن شش بعد فرعی تخریب محیطی، پیشنهاد شده است (Sun et al., 2023; Erdogan, 2023). با این حال، EF بهدلیل آنکه در مدل‌سازی تنها جنبه تقاضای اکولوژی را در نظر می‌گیرد، توسط محققان مورد انتقاد قرار گرفته است و یک شاخص محدود برای کیفیت محیطی در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس بسیاری از مطالعات تجربی جدیدتر از ضریب ظرفیت بار (LCF) که توسط سیچه و همکاران Siche (2010) et al., توسعه داده و پیشنهاد شده است، به عنوان شاخص جدیدی برای پایداری محیط‌زیست استفاده کرده‌اند و آن را بهدلیل مدل‌سازی ابعاد تقاضا و عرضه محیط، شاخص محیط‌زیست محبوب دانستند. البته محققان توجه زیادی به این شاخص جامع کیفیت محیطی نداشته‌اند؛ تا آن‌که پاتا (Pata, 2021) برای اولین بار از این شاخص در مطالعه تجربی خود استفاده کرد (Pata & Ertugrul, 2023). اگر LCF بزرگ‌تر از عدد ۱ باشد، مازاد اکولوژیکی وجود دارد و شرایط محیطی و منابع طبیعی موجود برای رفع نیازهای انسان کافی است؛ اما اگر LCF کوچک‌تر از عدد ۱ باشد، نشان‌گر کسری اکولوژیکی است و عادات مصرفی جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. بدیهی است که اگر ظرفیت زیست‌محیطی با ردپای اکولوژیکی برابر باشد، عرضه و تقاضای اکوسیستم، مساوی و تعادل اکولوژیکی وجود دارد. این حالت نشان‌دهنده حد پایداری است و در آن مقدار LCF مساوی عدد ۱ است (Pata & Ertugrul, 2023; Uche & Ngepah, 2024).

کیفیت محیط‌زیست و عوامل تعیین‌کننده آن یکی از مهم‌ترین مباحث مطرح شده در حوزه اقتصاد محیط‌زیست می‌باشد. در این راستا، شناسایی چگونگی اثرگذاری رشد اقتصادی بر کیفیت محیط‌زیست همواره یکی از مهم‌ترین مجادلات در حوزه اقتصاد و محیط‌زیست بوده است. به‌طور کلی محققان با استفاده از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) که توسط گروسمن و کروگر (Grossman & Krueger, 1991) مطرح شده است، ارتباط بین رشد اقتصادی و شاخص‌های تخریب محیطی مانند EF و انتشار CO_2 را مطالعه می‌کنند. EKC کلاسیک معتقد است که در سطوح پایین رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و در سطوح بالای رشد اقتصادی، ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد (دیلری، ۱۳۹۹: ۸۲). به عبارت دیگر، رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به‌شکل U معکوس می‌باشد (با این حال، استثنائاتی برای این رابطه و تحقیق آن وجود دارد و بهدلیل ناهمگونی رابطه بین محیط‌زیست و درآمد، ایده‌ها و فرضیه‌های گوناگونی در این زمینه شکل گرفته است. به‌طور مثال منحنی EKC به شکل N، انحراف از فرم معمولی U شکل معکوس است). فرم EKC

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۴۳

کلاسیک بیان‌گر آمیزه‌ای از سه ارتباط عمدۀ بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیط‌زیست می‌باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک) (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰).

طبق فرضیه EKC، رشد اقتصادی در ابتدا به دلیل اثر مقیاس، آلدگی را افزایش و سپس با اثرات ترکیب و تکنیک، آلدگی را کاهش می‌دهد (شکل ۱الف). با گذار از بخش کشاورزی به صنعت، تولید به دلیل افزایش صرفه‌جویی در مقیاس، افزایش می‌یابد که با مصرف بیشتر منابع طبیعی همراه است. این افزایش در تولید، افزایش مصرف منابع طبیعی و افزایش مصرف به دلیل صرفه‌جویی در مقیاس، منجر به آلدگی بیشتر محیط‌زیست می‌شود. در مراحل بعدی فرآیند رشد اقتصادی، ساختار اقتصاد با گذار از بخش صنعتی به بخش خدمات تغییر می‌کند. بنابراین، اقتصاد دست‌خوش یک تغییر ساختاری از بخش صنعتی که در آن انرژی باشدت بیشتری استفاده می‌شود، به بخش خدمات که در آن فناوری و سرمایه انسانی باشدت بیشتری استفاده می‌شود، خواهد شد. این اثر ساختاری ممکن است به این معنی باشد که رشد اقتصادی بر اساس بخش خدمات، فشار زیستمحیطی را کاهش می‌دهد (Pata & Isik, 2021; Wang et al., 2023; Pata & Tanriover, 2023). دوغان و پاتا (Dogan & Pata, 2022) با الهام از فرضیه EKC یک رابطه U شکل بین تولید ناخالص داخلی/سرانه و ضریب ظرفیت بار (شاخص مستقیم کیفیت و پایداری محیطی) را گزارش کردند و این رابطه را به عنوان فرضیه "منحنی ظرفیت بار" (Load Capacity Curve : LCC) توضیح دادند (شکل ۳ب). بر این اساس، تولید و رشد اقتصادی جوامعی که در مراحل نخست هیچ توجهی به محیط‌زیست ندارند می‌توانند منجر به کاهش کیفیت اکولوژیکی و در نتیجه کاهش LCF شود. در واقع استفاده از سوخت‌های فسیلی و فعالیت‌های انسانی بدون توجه به محیط‌زیست به شدت کیفیت محیطی را در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی کاهش می‌دهد. اما وقتی کشورها از سطح درآمد معینی فراتر می‌روند، رشد اقتصادی می‌تواند کیفیت محیطی و LCF را به لطف سرمایه‌گذاری در فناوری‌های تولید پاک‌تر و سبز، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و محصولات دوست‌دار محیط‌زیست و آگاهی بیشتر از محیط‌زیست افزایش دهد (Sun et al., 2023; Pata & Ertugrul, 2023).



شکل ۱. نمایش گرافیکی فرضیه های EKC و LCC

مأخذ: پاتا و تانریور (2023: 2)

۲.۲ پیشینه تحقیق

همان‌طور که پیش از این تشریح شد، بررسی تجربی رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و اشتغال در سطح کلان، با مطالعه کاشم و رحمان (Kashem & Rahman, 2020) آغاز شده است و پس از این مطالعه، مطالعات تجربی متعددی که شمار آن رو به افزایش است، برای نمونه‌های مختلف کشوری، بین‌کشوری و در سطح بخشی انجام شده است. خلاصه‌ای از اهم این مطالعات تجربی در جدول (۱) ارائه شده است. بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که نتایج تجربی به دست آمده از آن‌ها تا حدودی متفاوت است؛ برخی نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت (منفی) بیکاری بر کیفیت (تخريب) محیط‌زیست (تأیید فرضیه EPC)، برخی نتایج تأییدکننده رابطه غیرخطی و یا نامتقارن بین این دو متغیر و برخی از نتایج نیز حاکی از عدم تأیید فرضیه EPC می‌باشند. دلیل این موضوع نیز می‌تواند به نمونه و بازه زمانی مورد بررسی، نوع مدل‌سازی و

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۴۵

استفاده از متغیرهای توضیحی و وابسته مختلف برای توضیح عوامل مؤثر بر شاخص کیفیت محیطزیست و اندازه‌گیری این شاخص و همچنین روش برآورد مدل، بازگردد.

طبق بررسی نویسنده‌گان تاکنون هیچ مطالعه تجربی داخلی در زمینه بررسی تجربی فرضیه EPC و همچنین، مطالعه خارجی خاصی در زمینه بررسی این فرضیه برای کشورهای منطقه MENA انجام نشده است. بر این اساس، مطالعه حاضر از حیث چهار جنبه اصلی با بیشتر مطالعات تجربی انجام شده در زمینه موضوع تحقیق متفاوت است. نخست، این مطالعه اولین تلاش تجربی برای آزمون فرضیه EPC در کشورهای منطقه MENA است. دوم، این مطالعه علاوه بر بررسی اثر نامتقارن بیکاری، تأثیر نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی بیکاری را نیز بر شاخص پایداری زیستمحیطی با به کارگیری آزمون‌ها و برآوردهای نوین اقتصادسنجی پانلی نسل دوم که مسئله وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرند، بررسی می‌کند. سوم، در این مطالعه به منظور اندازه‌گیری کیفیت و پایداری محیطزیست از مفهومی به نام «ضریب ظرفیت بار» (LCF) زیستمحیطی استفاده شده است. LCF به عنوان یک شاخص مناسب و جدید برای بررسی کیفیت محیطزیست هر دو طرف عرضه و تقاضای اکوسیستم را در نظر می‌گیرد و به نتایج دقیق‌تری منجر می‌گردد. چهارم، این مطالعه تأثیر نامتقارن و نامتقارن بیکاری بر LCF را در چارچوب منحنی ضریب ظرفیت بار N شکل (LCC) به شکل N (بررسی می‌کند).

جدول ۱. پیشینه تحقیقات انجام شده در زمینه بررسی فرضیه EPC

نتیجه	روش برآورد مدل	متغیرهای مدل	بازه زمانی و مکانی تحقیق	محقق (سال)
تأیید فرضیه EPC	RE, FE, PCSEs	CO ₂ , UNE, GDP, GDP ² , TO	کشور تازه صنعتی شده عضو OECD و آسیایی ۱۹۹۱-۲۰۱۶	کاشم و رحمان (Kashem & Rahman, 2020)
تأیید فرضیه EPC	PMG-ARDL	EFP, UNE, GDP, REC, NREC, POP	کشورهای BRICST ۱۹۹۲-۲۰۱۶	انسر و همکاران (Anser et al., 2021)
تأیید فرضیه EPC	ARDL	CO ₂ , CH ₄ , EFP, UNE, GDP, EN, FDI, GLO	کشور پاکستان ۱۹۷۵-۲۰۱۴	تانور و همکاران (Tanveer et al., 2022)
تأیید فرضیه EPC	PMG-ARDL	EFP, UNE, GDP, REC, NREC, POP	کشورهای جنوب آسیا ۱۹۹۱-۲۰۱۹	طارق و همکاران (Tariq et al., 2022)

نتیجه	روش برآورده مدل	متغیرهای مدل	بازه زمانی و مکانی تحقیق	محقق (سال)
تأثید فرضیه EPC در بلندمدت	پویا ARDL	CO ₂ , UNE, IPI, EN, MU, FU, TU	کشور آمریکا ۱۹۸۵-۲۰۱۸	بومیک و همکاران ((Bhowmik, 2022)
رابطه U شکل بین CER و اشتغال	GMM	CER, EMP, GDP, TO, HC, W, IAV, INV, GEX	کشور چین ۲۰۰۵-۲۰۱۹	شانگ و خو (Shang & Xu, 2022)
تأثید فرضیه EPC	DCCE و AMG	EFP, UNE, GDP, REN, POP	کشورهای Next-11 ۲۰۱۸-۱۹۹۱	هاجیماموغلو (Haciimamoğlu, 2023)
علم تأثید فرضیه EPC	ARDL	CO ₂ , UNE, HC, GDP, TO	کشور چین ۱۹۹۱-۲۰۲۰	ژین و همکاران (Xin <i>et al.</i> , 2023)
تأثید فرضیه EPC	و AMG CCEMG	CO ₂ , UNE, GDP, GDP ² , CE	کشورهای OECD ۱۹۹۵-۲۰۱۵	ان جی و همکاران (Ng <i>et al.</i> , 2023)
تأثید فرضیه EPC	A-ARDL	EFP, UNE, GDP, GDP ² , REC, NRR, FD, FDI, URB	کشور ترکیه ۱۹۸۰-۲۰۱۸	دستان و ایگو (Daştan & Eygu, 2023)
تأثید فرضیه EPC در اقتصادهای با درآمد بالا، بالاتر و پایین تر از متوسط	شبیه‌سازی پویا ARDL	CO ₂ , UNE, GDP, REC, FEC	اقتصادهای با درآمد بالا، بالاتر از متوسط و پایین تر از متوسط ۱۹۹۰-۲۰۲۰	چاکماک و همکاران (Çakmak <i>et al.</i> , 2023)
تأثید فرضیه EPC	NARDL پاکل	CO ₂ , UNE ⁺ , UNE, INF ⁺ , INF	کشورهای آفریقایی اوپک ۱۹۹۰-۲۰۱۹	دجدایت (Djedaiet, 2023)
تأثید فرضیه EPC	DCCE	GHE, UNE, REN, OR	کشورهای G-20 ۱۹۹۱-۲۰۲۰	مالک و شیخ (Malik & Shaikh, 2023)
تأثید فرضیه EPC تنها برای مردان	ARDL و FMOLS DOLS	CO ₂ , UNE ^M , UNE ^F , GDP, TO	کشور هند ۱۹۹۰-۲۰۱۹	شاستری و همکاران (Shastri <i>et al.</i> , 2023)
تأثید فرضیه EPC	A-ARDL	LCF, UNE, GDP, NRR, EC	کشور ترکیه ۱۹۸۰-۲۰۲۲	یاووز و همکاران (Yavuz <i>et al.</i> , 2023)
رابطه U معکوس بین CO ₂ و اشتغال	TAR	CO ₂ , EMP, GDP, REC, FEC, IMP ^I , IMP ^S , IMP ^A	کشور ترکیه ۱۹۹۰-۲۰۲۰	چاکماک و همکاران (Çakmak <i>et al.</i> , 2024)

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۴۷

یادداشت‌ها:

قسمت مربوط به متغیرهای مدل: **GDP**: تولید ناخالص داخلی سرانه، **UNE**: بیکاری، **CO₂**: انتشار کربن دی‌اکسید؛ **TO**: درجه بازیودن تجاری؛ **GDP²**: مجلور تولید ناخالص داخلی سرانه، **EFP**: ردپای اکولوژیکی؛ **POP**: جمعیت کل؛ **REC**: مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، **NREC**: مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، **CH₄**: انتشار متان، **EC**: مصرف انرژی، **GLO**: جهانی شدن، **FDI**: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، **IPI**: شاخص تولید صنعتی، **MU**: ناطمنیانی سیاست پولی، **FU**: ناطمنیانی سیاست مالی؛ **TU**: ناطمنیانی سیاست تجاری، **CER**: تنظیم انتشار کربن، **EMP**: اشتغال، **HC**: سرمایه انسانی، **W**: دستمزد، **IAV**: ارزش افزوده صنعتی، **INV**: سرمایه‌گذاری، **GEX**: مخارج دولتی، **GDP²**: مربع تولید ناخالص داخلی سرانه، **CE**: انرژی پاک، **FD**: توسعه مالی، **URB**: شهرنشینی، **FEC**: مصرف انرژی فسیلی، **+**: متصفحانه‌های مثبت بیکاری، **-UNE**: تکانه‌های منفی بیکاری، **INF⁺**: تکانه‌های مثبت تورم، **INF**: تکانه‌های منفی تورم، **GHE**: انتشار گازهای گلخانه‌ای، **OR**: رانت نفت، **UNE^M**: نرخ بیکاری مردان، **UNE^F**: نرخ بیکاری زنان، **LCF**: ضریب ظرفیت بار، **NRR**: رانت منابع طبیعی، **IMP^I**: اشتغال در بخش صنعت، **IMP^S**: اشتغال در بخش خدمات، **IMP^A**: اشتغال در بخش کشاورزی.

قسمت مربوط به روش برآورد مدل: **RE**: اثرات تصادفی، **FE**: اثرات ثابت، **PCSEs**: خطای استاندارد تصحیح شده پانلی، **PMG**: میانگین گروهی تلفیقی، **ARDL**: خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، **GMM**: گشتاورهای نعمیم‌یافته، **AMG**: میانگین گروهی تعییم‌یافته، **DCCE**: اثرات همبسته مشترک پویا، **CCEMG**: میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک، **ARDL**: **A-ARDL**: **NARDL**: **DOLS**: حداقل مربعات معمولی پویا، **TAR**: خودرگرسیون آستانه‌ای.

مأخذ: یافته‌های تحقیق با مرور مطالعات تجربی

۳. مدل و روش تحقیق

۱.۳ مدل تحقیق

مدل این پژوهش برگرفته از مدل «تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری» (Stochastic Impact of Regression on Population, Affluence, and Technology: STIRPAT) می‌باشد که در مطالعه دیتز و روزا (Dietz & Rosa, 1997) پایه‌ریزی شده است. این مدل، نسخه به روز مدل IPAT می‌باشد که توسط ارلیچ و هولدرن (Ehrlich & Holdren, 1971) در بررسی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر کیفیت محیط‌زیست ارائه شده است. مدل IPAT یک معادله حسابداری استاندارد است که در بررسی اثرات زیستمحیطی (I) از طریق سه عامل متمایز به نامهای جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) استفاده می‌شود:

$$I = P * A * T \quad (4)$$

مدل STIRPAT با گنجاندن جزء تصادفی و رفع محدودیت رابطه تناسبی بین متغیرها در مدل فوق، عملکرد IPAT را بهبود می‌بخشد:

$$I_{it} = \emptyset P_{it}^{\beta_1} A_{it}^{\beta_2} T_{it}^{\beta_3} \epsilon_{it} \quad (5)$$

در رابطه فوق، \emptyset عبارت ثابت، i و t به ترتیب مقاطع (کشورها) و بازه زمانی، β_1 ، β_2 و β_3 پارامترهای PAT و \emptyset باقیمانده مدل (جزء خطای تصادفی) است. مدل STIRPAT را می‌توان با اضافه کردن شاخص‌های بیشتر، تغییر شکل و توسعه داد (Liu et al., 2022). برای تبدیل معادله (۲) به فرم جمع‌پذیر، باید این معادله را به شکل لگاریتمی بازنویسی کنیم تا بتوان کشش‌های مربوط به پارامترها را برآورد کرد. بر این اساس، خواهیم داشت (Djedaiet et al., 2024):

$$\ln I_{it} = \ln \emptyset + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + \ln \epsilon_{it} \quad (6)$$

با تکیه بر این مدل نظری، مدل‌های تجربی پژوهش حاضر با توجه به اهداف آن و در چارچوب فرضیه LCC درجه سوم، در دو حالت متقارن و نامتقارن به ترتیب به صورت زیر تدوین شده است:

$$\begin{aligned} \ln LCF_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 (\ln GDP_{it})^2 + \beta_3 (\ln GDP_{it})^3 + \\ & \beta_4 \ln EC_{it} + \beta_5 \ln POP_{it} + \beta_6 \ln UNE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \text{مدل متقارن} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \ln LCF_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 (\ln GDP_{it})^2 + \beta_3 (\ln GDP_{it})^3 + \\ & \beta_4 \ln EC_{it} + \beta_5 \ln POP_{it} + \beta_6^+ \ln UNE_{it}^+ + \beta_7^- \ln UNE_{it}^- + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad \text{مدل نامتقارن} \quad (8)$$

در رابطه فوق متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند:

\ln : لگاریتم طبیعی؛

LCF : ضریب ظرفیت بار؛

GDP: تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به عنوان شاخص اندازه‌گیری درآمد سرانه و رشد اقتصادی؛ در صورت معناداری ضرایب این متغیر و مجذور و مکعب آن، دو حالت احتمالی زیر را می‌توان متصور شد: الف. اگر $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$ باشد، LLC به شکل منحنی N خواهد بود. ب. اگر $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$ باشد، LLC به شکل منحنی N معکوس خواهد بود. نقاط بازگشت منحنی LLC در این دو حالت از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$\ln GDP_1^*, \ln GDP_2^* = \frac{-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}}{3\beta_3} \quad (9)$$

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۴۹

EC: مصرف انرژی؛

POP: جمعیت کل.

همچنین، نشان دهنده ۱۱ کشور منطقه MENA ($i=1,\dots,11$) که اطلاعات و داده های آماری آنها در دسترس است و از کمترین میزان پایداری زیست محیطی بر اساس LLC برخوردارند، (شامل کشورهای: امارات، بحرین، ایران، اسرائیل، کویت، لبنان، لیبی، عمان، قطر، عربستان و ترکیه)، نشان دهنده بازه زمانی پژوهش (t ۲۰۰۰-۲۰۲۲) و ϵ_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است. در جدول (۲) به طور خلاصه، متغیرها، نماد، شاخص و نحوه اندازه گیری آنها به همراه منبع جمع آوری داده های هر متغیر نشان داده شده است.

جدول ۲. متغیرها و منابع داده ها

منبع	واحد و نحوه اندازه گیری	نماد	متغیر
وب سایت شبکه ردنی جهانی (GFN) (۲۰۲۴)	نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هنکار جهانی) به ردنی اکولوژیکی (بر حسب سرانه هنکار جهانی)	LCF	ضریب ظرفیت بار
وب سایت شاخص های توسعه جهانی (World Development Indicators: WDI) (۲۰۲۴) متعلقی به بانک جهانی	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت های ثابت سال ۲۰۱۵)	GDP	رشد اقتصادی
وب سایت WDI (۲۰۲۴)	سرانه مصرف انرژی (بر حسب کیلو گرم معادل نفتی)	EC	مصرف انرژی
وب سایت WDI (۲۰۲۴)	جمعیت کل (بر حسب نفر)	POP	جمعیت
وب سایت WDI (۲۰۲۴)	نرخ بیکاری (بر حسب درصد)	UNE	بیکاری

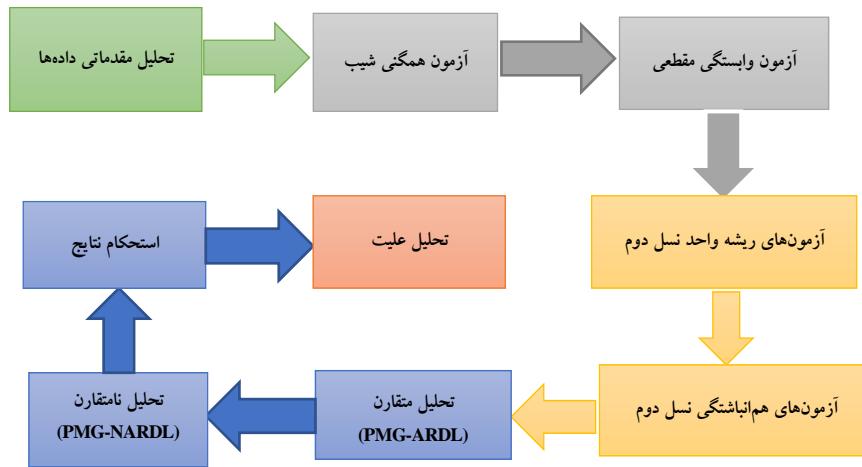
نشانی وب سایت GFN : <https://www.footprintnetwork.org>

نشانی وب سایت WDI : <https://data.worldbank.org/indicator>

۲.۳ روش تحقیق

در این پژوهش به منظور برآورد اثرات کوتاه مدت و بلند مدت متغیرها از ترکیب برآورده گر میانگین گروهی تلفیقی ارائه شده توسط پسaran و همکاران (Pesaran et al., 1999) و مدل

خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (PMG-ARDL) استفاده شده است. مهمترین مزیت مدل ARDL این است که برای ترکیبی از متغیرهای ایستا در سطح ((I(0)) و اولین تفاضل ((I(1))) مناسب است. علاوه بر این، برای نمونه‌های کوچک مناسب است. همچنین، مدل PMG-ARDL اجازه می‌دهد تا داده‌هایی را که با مسأله وابستگی مقطعی، واریانس ناهمسانی و ناهمگنی مواجه هستند، مدیریت شوند (Djedaiet et al., 2024). مدل‌های پانل دیتای پویا را می‌توان به وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE) و گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد کرد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب برآورده نیز، در صورت بزرگ‌بودن بازه‌ی زمانی منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌شوند (Pesaran et al., 2011). در راستای رفع این محدودیت‌ها، پسران و همکاران (Bangake & Eggoh, 2011) ۱۹۹۹ برآورده کننده میانگین گروهی تلفیقی (PMG) که امکان بررسی هم‌گرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. علت این نام‌گذاری آنست که این برآورده کننده هم شامل تلفیق (Pooling) و هم شامل میانگین‌گیری (Averaging) است (علیزاده و گل خندان، ۱۳۹۶: ۱۳۰). برای در نظر گرفتن عدم تقارن بالقوه در رابطه بین نرخ بیکاری و LCF نیز یک نسخه غیرخطی از مدل PMG-ARDL برآورده شود (PMG-NARDL). علاوه بر این، از برآورده‌گر بهروزرسانی مکرر و کاملاً اصلاح شده (Continuously Updated and Fully Modified: Cup-FM) برای بررسی استحکام یافته‌ها استفاده شده است. در نهایت، تحلیل علیت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون علیت پانلی پیشنهادشده توسط دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) که یک نسخه بهبود یافته از آزمون علیت گرنجری مرسم برای پانل‌های ناهمگن است، انجام می‌شود. در شکل (۲) به طور خلاصه مراحل انجام برآوردهای تحقیق نشان داده است که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.



شکل ۲. مراحل انجام برآوردهای تحقیق

مأخذ: یافته‌های تحقیق

- **تحلیل مقدماتی داده‌ها:** در گام نخست، آماره‌های توصیفی متغیرها، ماتریس ضریب همبستگی و مسئله هم خطی چندگانه بررسی می‌شود. • **همگنی:** گام دوم در داده‌های پانل، بحث ناهمگنی (عدم تجانس) است. درنظر گرفتن فرض همگنی برای اعضای پانل در تحلیل رابطه بین متغیرها ممکن است منجر به نتایج گمراه‌کننده‌ای شود. بررسی ناهمگنی در داده‌های پانلی با استفاده آزمون پسaran و ياماگاتا (Pesaran & Yamagata, 2008) انجام می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون که به آزمون دلتا نیز شهرت دارد، عبارت است از یکسان بودن (همگن بودن) شیب برای تمام اعضای پانل و فرضیه مقابل آن به عدم تجانس و یکسان نبودن شیب اشاره دارد. • **آزمون وابستگی مقطعي:** سومین گام در تجزیه و تحلیل‌های داده‌های پانلی، انجام آزمون «وابستگی مقطعي» (Cross-Sectional Dependence: CD) است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعي بین متغیرها استفاده از آزمون‌های معمول (نسل اول) ریشه واحد و همانباشتگی پانلی ممکن است منجر به نتایج کاذب شود (Pesaran, 2004). به این منظور، از آزمون‌های ضریب لاغرانژ (Lagrange Multiplier: LM) (بروش و پاگان (Breusch & Pagan, 1980)، Pesaran et al., 2008) و LM تعديل شده (LM_{adj}) (پسaran و همکاران (Pesaran, 2004) استفاده شده است. فرضیه صفر در این سه آزمون نشان‌دهنده عدم وجود وابستگی مقطعي بین اعضای پانل است. • **آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم:** گام بعدی در برآورد داده‌های پانل، بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی است. هرگاه وابستگی مقطعي

در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه‌واحد پانلی (آزمون‌های ریشه واحد نسل اول)، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده (آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم) که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم، پسaran و shin (Cross-sectional Im, Pesaran, Shin : CIPS) می‌باشد که توسط پسaran (Pesaran, 2007) ارائه شده است. وی جهت فرموله کردن این آزمون با درنظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته مقطعی (Cross-sectional Augmented) که با استفاده از روش OLS برای آمین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرده است. فرضیه صفر این آزمون به نامنایی متغیر مورد بررسی اشاره دارد (Xiaoman et al., 2021).

• آزمون‌های همانباشتگی نسل دوم: قبل از برآورد پارامترهای بلندمدت، بایستی این مسئله ارزیابی شود که آیا بین متغیرهای تحت بررسی، همانباشتگی (رابطه بلندمدت) وجود دارد یا خیر (گام پنجم)? به این منظور در این مطالعه از آزمون همانباشتگی پانل بوت استراپ LM که توسط وسترلاند و ادجرتون (Westerlund & Edgerton, 2007) توسعه یافته، استفاده شده است. دلیل استفاده از این آزمون آنست که می‌تواند بر ناهمگنی شب و مشکل وابستگی مقطعی غلبه کند (Dogan & Inglesi-Lotz, 2017) و بنابراین نتایج قابل اعتمادتری نسبت به آزمون‌های همانباشتگی معمول نسل اول ارائه می‌دهد. آماره این آزمون به صورت رابطه زیر است:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{w}_i^{-2} s_{it}^2 \quad (11)$$

در رابطه فوق، T به طول دوره زمانی، N به اندازه نمونه، \hat{w}_i به واریانس بلندمدت باقیماندها، s_{it} به فرآیند جمع جزئی عبارات خطای اشاره دارد. در این آزمون، فرضیه صفر اشاره به همانباشتگی دارد و فرضیه مقابل آن نشان‌دهنده عدم همانباشتگی بین متغیرهای مدل است (Wang et al., 2020: 6).

• تحلیل متقارن: رابطه همانباشتگی بین متغیرهای این پژوهش تحت مدل PMG-ARDL می‌تواند به صورت زیر بیان گردد:

$$\begin{aligned} \Delta \ln LCF_{it} = & \psi_0 + \psi_1 \ln LCF_{it-1} + \psi_2 \ln GDP_{it-1} + \psi_3 (\ln GDP_{it-1})^2 + \\ & \psi_4 \ln EI_{it-1} + \psi_5 \ln POP_{it-1} + \psi_6 \ln UNE_{it-1} + \sum_{j=1}^p \eta_{1ij} \Delta \ln ILCF_{it-j} + \\ & \sum_{j=0}^q \eta_{2ij} \Delta \ln GDP_{it-j} + \sum_{j=0}^r \eta_{3ij} (\Delta \ln GDP_{it-j})^2 + \sum_{j=0}^s \eta_{4ij} \Delta \ln EI_{it-j} + \\ & \sum_{j=0}^t \eta_{5ij} \Delta \ln POP_{it-j} + \sum_{j=0}^u \eta_{6ij} \Delta \ln UNE_{it-j} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

در رابطه فوق η و η به ترتیب ضرایب بلندمدت و کوتاهمدت متغیرهای مدل، η عرض از مبدأ، η جمله اخلاق و η تعداد وقفه‌های بهینه است و مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی‌های کوتاهمدت را نشان می‌دهند.

• تحلیل نامتقارن: از آنجا که ممکن است شوک‌های نرخ بیکاری رفتار نامتقارن از خود نشان دهند و اثرات شوک‌های مثبت با شوک‌های منفی متفاوت باشد؛ بنابراین، اتخاذ یک مدل غیرخطی، مانند PMG-NARDL¹² در تشخیص دقیق‌تر اثرات نامتقارن تغییرات نرخ بیکاری بر LCF مناسب‌تر می‌باشد. بر این اساس، مدل PMG-NARDL برای متغیرهای این پژوهش همانند رابطه (۱۲) و با این تفاوت که در آن متغیر بیکاری (UNE) به تکانه‌های مثبت و منفی تفکیک می‌شود، تشکیل خواهد شد. تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی بیکاری به صورت مجموع تجمعی مثبت و منفی لگاریتم طبیعی نرخ بیکاری است و به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\ln UNE_{it}^+ = \sum_{k=1}^t \Delta \ln UNE_k^+ = \sum_{k=1}^t \max(\Delta \ln UNE_k, 0) \quad (13)$$

$$\ln UNE_{it}^- = \sum_{k=1}^t \Delta \ln UNE_k^- = \sum_{k=1}^t \min(\Delta \ln UNE_k, 0) \quad (14)$$

شایان ذکر است که در مقابل این روش، روش میانگین گروهی (MG) قرار دارد که در آن ابتدا برای هر گروه یک رگرسیون جداگانه برآورد می‌شود و سپس میانگین ضرایب گروه‌ها به عنوان ضریب مربوط به داده‌های پانل معرفی می‌شوند. بنابراین باید بین MG و PMG تفاوت قائل شد. به این منظور می‌توان از آزمون هاسمن استفاده کرد (Simoes, 2011). عدم رد فرضیه صفر در آزمون هاسمن حاکی از کاراتر بودن برآوردهای PMG در مقابل MG است و بالعکس. برآوردهای PMG همانند برآوردهای MG اجازه می‌دهد که عرض از مبدأ و ضرایب کوتاهمدت در بین مقاطع مختلف باشد و مانند برآوردهای FE ضرایب بلندمدت را بین مقاطع یکسان فرض می‌کند (Blackburne & Frank, 2007). بنابراین، این برآوردهای بین دو برآوردهای MG و FE قرار دارد.

• استحکام نتایج: به منظور بررسی استحکام نتایج به دست آمده از دو برآوردهای PMG-ARDL و PMG-ARDL از برآوردهای Cup-FM که توسط بای و کاؤ (Bai & Kao, 2006) ارائه شده است و مبتنی بر رویکرد حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS) می‌باشد، استفاده خواهد شد. این برآوردهای، نسبت به سایر برآوردهای بردارهای همانباشتگی پانلی از مزیت‌های ویژه‌ای برخوردار است که منجر به ارائه نتایج مستحکم و قوی می‌شود. این مزیت‌ها عبارتند از: الف. درنظرگرفتن مسئله وابستگی بین مقاطع ب. کنترل مشکل غیرخطی بودن پنهان

(غیرقابل مشاهده) و ج. قابلیت کاربرد برای مدل‌های ناهمگن و متشكل از متغیرها با درجه مانایی (I(1) و I(0). (Zaidi et al., 2019).

• آزمون علیت پانلی: در گام آخر برای ارائه اطلاعات بیشتر به سیاست‌گذاران، روابط علی بین متغیرهای مورد علاقه را نیز می‌توان با استفاده از آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) بررسی کرد. این روش به غلبه بر مشکل وابستگی مقطعی و ناهمگنی کمک می‌کند (Wang et al., 2020). علاوه بر این، استفاده از این روش بسیار انعطاف‌پذیر است؛ زیرا می‌توان از آن در موارد $N > T$ و $N < T$ همچنین پانل‌های نامتوازن استفاده کرد (Dogan & Seker, 2016). در این آزمون، از مدل خطی زیر برای بررسی ارتباط علی بین دو متغیر X و Y استفاده می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

در رابطه فوق، α_i بیان‌گر جمله ثابت، $\gamma_i^{(k)}$ بیان‌گر پارامتر وقفه، K بیان‌گر طول وقفه و $\beta_i^{(k)}$ بیان‌گر ضریب شبیه است. در این آزمون فرض می‌شود که تمام ضرایب بین کشورها، متفاوت (ناهمگن) می‌باشند و بر این اساس فرضیه صفر به عدم وجود علیت همگن (Homogeneous non-causality: Hnc) اشاره دارد. برای آزمون فرضیه صفر، آمار والد برای کل پانل با میانگین‌گیری مقادیر آمار والد منفرد برای هر مقطع محاسبه می‌شود:

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (16)$$

در مورد $N > T$ ، دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) استفاده از آزمون آماری زیر را پیشنهاد کردند (Wang et al., 2020):

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \left[\frac{N}{2K} \right]^{\frac{1}{2}} (W_{N,T}^{Hnc} - K) \rightarrow N(0,1) \quad (17)$$

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

۱.۴ تحلیل مقدماتی داده‌ها

در جدول (۳) خلاصه‌ای از شاخص‌های آماری داده‌های خام متغیرهای تحقیق ارائه شده است. بر این اساس، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به جمعیت (POP) است (که البته چون این متغیر به صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شود، این پراکندگی به میزان قابل توجهی کاهش

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۵۵

می‌یابد) و کمترین مقدار آن به ضریب ظرفیت بار (LCF) اختصاص دارد. میانگین LCF عددی معادل $0/193$ می‌باشد؛ که گویای این موضوع است که وضعیت کیفیت زیستمحیطی در بین کشورهای مورد مطالعه از سطح پایداری آن (عدد یک) فاصله قابل توجهی دارد. همچنین، بر اساس آماره جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار نیستند. در جدول (۴) نیز ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه شده است که بر این اساس ضریب همبستگی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه (\lnGDP)، لگاریتم طبیعی مصرف انرژی (\lnEC)، لگاریتم طبیعی تولید کل (\lnPOP) و لگاریتم طبیعی بیکاری (\lnUNE)، با متغیر وابسته مدل یعنی لگاریتم طبیعی ضریب ظرفیت بار (\lnLCF)، به ترتیب $0/499$ ، $-0/359$ ، $-0/442$ و $0/365$ است.

جدول ۳. شاخص‌های آماری اصلی متغیرهای تحقیق (۲۰۲۲-۲۰۰۰)

نماییتی (prob.)	انحراف معیار	بیشینه	کمینه	میانه	میانگین	متغیر
$0/000$	$0/104$	$0/811$	$0/051$	$0/114$	$0/193$	LCF
$0/000$	17509	73493	3772	20028	24197	GDP
$0/000$	5137	21421	878	4541	6357	EC
$0/000$	27526620	8850570	613302	5911732	195433454	POP
$0/000$	$0/041$	$19/710$	$0/100$	$0/220$	$6/641$	UNE

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر					متغیر
lnUNE	lnPOP	lnEC	lnGDP	lnLCF	
				۱	lnLCF
			۱	$-0/499$	lnGDP
		۱	$0/817$	$-0/359$	lnEC
	۱	$-0/651$	$-0/656$	$0/442$	lnPOP
۱	$0/674$	$-0/841$	$-0/724$	$0/365$	lnUNE

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۵) نتایج آزمون عامل تورم واریانس (Variance Inflation Factor: VIF) به منظور بررسی مسئله هم خطی چندگانه در داده‌های پژوهش نشان داده شده است. آزمون VIF را می‌توان به صورت زیر تفسیر کرد: اگر ضریب برابر با یک باشد، نشان‌دهنده هیچ ارتباطی نیست. اگر ضریب بین ۱ و ۵ باشد، نشان‌دهنده همبستگی متوسط است و اگر ضریب بالاتر از عدد ۵ باشد، همبستگی بالایی را نشان می‌دهد. توجه به این نکته مهم است که با افزایش VIF قابلیت اطمینان نتایج برآورد کاهش می‌یابد (Xuan et al., 2023). یافته‌ها حاکی از آن است که VIF همه متغیرها در هر دو مدل متقارن و نامتقارن، کمتر از ۵ است. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که در داده‌ها هم خطی چندگانه وجود ندارد.

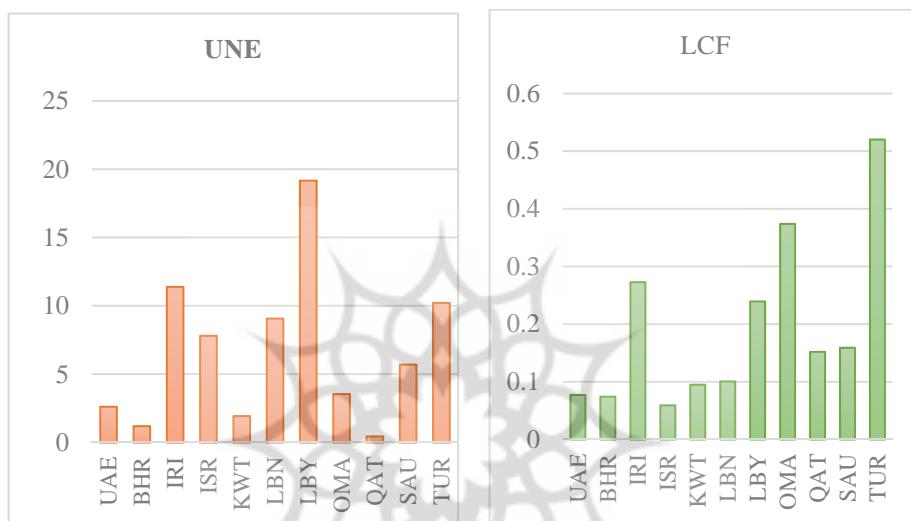
جدول ۵. نتایج آزمون VIF

متغیر	VIF	۱/VIF
مدل متقارن		
LnGDP	۱/۴۴۹	۰/۶۹۰
LnEC	۱/۳۸۰	۰/۷۲۵
LnPOP	۱/۱۷۴	۰/۸۵۲
LnUNE	۱/۲۳۱	۰/۸۱۲
مدل نامتقارن		
LnGDP	۲/۰۶۳	۰/۴۸۵
LnEC	۱/۳۸۷	۰/۷۲۱
LnPOP	۳/۴۳۵	۰/۲۹۱
lnUNE⁺	۲/۰۶۹	۰/۴۸۳
LnUNE⁻	۲/۳۵۶	۰/۲۹۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در شکل (۳) نیز میانگین متغیرهای اصلی این پژوهش طی دوره مورد بررسی به تفکیک کشورهای مورد مطالعه ارائه شده است. بر این اساس بیشترین میزان LCF (پایداری زیست محیطی) به ترتیب متعلق به کشورهای ترکیه (۰/۵۲۰)، عمان (۰/۳۷۴) و ایران (۰/۲۷۳) و

کمترین میزان آن به ترتیب متعلق به کشورهای اسرائیل (۰/۰۵۹)، بحرین (۰/۰۷۴) و امارات (۰/۰۷۷) بوده است. از نظر نرخ بیکاری نیز در بین کشورهای مورد مطالعه لیبی، ایران و ترکیه به ترتیب با ۱۹/۱۷۱، ۱۱/۳۸۹ و ۱۰/۲۲۱ درصد در رتبه‌های اول تا سوم قرار دارند و از این نظر کشورهای قطر، بحرین و کویت به ترتیب با ۰/۴۴۷، ۱/۱۹۶ و ۱/۹۳۳ درصد در رتبه‌های انتهایی قرار می‌گیرند.



شکل ۳. میاتگین متغیرهای اصلی تحقیق در کشورهای مورد مطالعه (۲۰۰۰-۲۰۱۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲.۴ آزمون‌های همگنی و وابستگی مقطوعی

در گام بعدی، آزمون‌های وابستگی مقطوعی شامل آزمون‌های LM، CD پسربان و LM تعدل شده و همچنین آزمون‌های همگنی شبیه Δ و Δ_{adj} انجام و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۶) گزارش شده است. با توجه به مقدار آماره هر یک از این آزمون‌ها و سطوح احتمال محاسبه شده، وابستگی مقطوعی بین متغیرها و عدم تجانس بین اعضای نمونه نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی و تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

نتیجه آزمون وابستگی مقطعی	الف. آزمون‌های وابستگی مقطعی						متغیر	
	آزمون CD پسaran		آزمون LM تعدیل شده		آزمون LM			
	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره		
تأثید	.۰/۰۰۰	۲۱/۴۷۵***	.۰/۰۰۰	۴۷/۰۲۱***	.۰/۰۰۰	۵۵۰/۷۷۹***	InLCF	
تأثید	.۰/۰۰۸	۲/۶۵۹***	.۰/۰۰۰	۳۶/۱۷۶***	.۰/۰۰۰	۴۳۶/۹۲۶***	InGDP	
تأثید	.۰/۰۰۰	۳۴/۱۲۶***	.۰/۰۰۰	۱۰۵/۹۳۷***	.۰/۰۰۰	۱۱۶۸/۵۸۰***	InPOP	
تأثید	.۰/۶۸۰	-۰/۴۱۳	.۰/۰۰۳	۱۲/۸۰۳***	.۰/۰۰۰	۱۹۳/۱۲۰***	InEC	
تأثید	.۰/۹۳۸	.۰/۰۷۷	.۰/۰۰۰	۲۷/۰۵۶***	.۰/۰۰۰	۳۴۱/۲۶۸***	InUNE	

ب. آزمون‌های همگنی شب					
		مدل (۱): مدل متقارن	مدل (۲): مدل نامتقارن	نام آزمون	
نتیجه آزمون ناهمگنی	p-value	آماره	p-value	آماره	
تأثید	.۰/۰۰۰	۹/۵۵۴***	.۰/۰۰۰	۸/۲۱۸***	Δ
تأثید	.۰/۰۰۰	۱۰/۲۱۸***	.۰/۰۰۰	۸/۸۸۶***	Δ_{adj}

(علامت *** بیان گر معناداری در سطح ۱ درصد است)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳.۴ آزمون‌های ریشه واحد و همانباشتگی

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، از آماره CIPS پسaran (Pesaran, 2007) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یکبار با وجود عرض از مبدأ (C) و یکبار با وجود عرض از مبدأ و روند زمانی (C+T) در دو حالت سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای جدول (۷) آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسaran (Pesaran, 2007: 280-281) در قسمت پایین جدول (۷)، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، به جز متغیر نرخ بیکاری (InUNE)، سایر متغیرهای مدل در سطح، نامانا هستند. این متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری به صورت مانا (ایستا) درآمده‌اند؛ بنابراین از درجه مانایی واحد یعنی (I) برخوردارند.

جدول ۷. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (Pesaran, 2007)

درجه مانایی	آماره CIPS				متغیر	
	با یک تضالل		در سطح			
	C+T	C	C+T	C		
I(1)	-۰/۰۹۱***	-۷/۴۳۱***	۱/۱۱۹	-۲/۲۵۱*	lnLCF	
I(1)	-۴/۷۶۸***	-۶/۴۸۵***	-۱/۸۸۶	۰/۳۲۳	lnGDP	
I(1)	-۴/۷۶۰***	-۶/۴۷۱***	-۱/۹۲۶	۰/۴۷۶	lnGDP ²	
I(1)	-۴/۷۵۲***	-۶/۴۷۵***	-۱/۹۳۵	۰/۴۹۶	lnGDP ³	
I(1)	-۲/۹۸۲**	-۳/۹۳۴***	۰/۸۵۹	-۰/۰۵۳۵	lnEC	
I(1)	-۳/۹۳۱***	-۴/۸۶۹***	-۲/۲۲۸*	-۰/۱۳۵	lnPOP	
I(0)	-	-	-۳/۱۱۸**	-۲/۰۵۹**	lnUNE	
I(1)	-۰/۹۴۳***	-۷/۰۵۳***	-۲/۱۲۸	۳/۹۳۲	lnUNE ⁺	
I(1)	-۴/۲۳۵***	-۵/۰۹۳***	-۰/۱۸۳	۴/۴۰۸	lnUNE ⁻	
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (Pesaran, 2007) در سطوح اطمینان مختلف						
%۱۰	%۵	%۱			حالات	
-۲/۲۱	-۲/۳۴	-۲/۶۰			C	
-۲/۷۴	-۲/۸۸	-۳/۱۵			C+T	

(علامت‌های ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است)

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران از جدول ارائه شده توسط پسران (Pesaran, 2007: 280-281)

و سایر نتایج بر اساس یافته‌های تحقیق

با توجه به وجود متغیرهای ناماذا در مدل، در گام بعدی باستی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون همانباستنگی پانل بوت‌استراتاپ LM و سترلاند و ادجرتون (Westerlund & Edgerton, 2007) بررسی شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) ارائه شده است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر همانباستنگی در هر دو مدل را نمی‌توان رد کرد و بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، تأیید و احتمال بروز رگرسیون کاذب، متفقی است.

**جدول ۸ نتایج آزمون همانشستگی پانل بوت استریپ LM وسترلاند و ادجرتون
(Westerlund & Edgerton, 2007)**

حالات				مدل
عرض از مبدأ و روند (C+T)	عرض از مبدأ (C)			
آماره p-value بوت استریپ	LM	آماره p-value بوت استریپ	LM	
۱/۰۰۰	۸/۵۶۵	۱/۰۰۰	۷/۱۱۸	مدل (۱): مدل متقارن
۱/۰۰۰	۷/۲۵۲	۱/۰۰۰	۵/۸۷۹	مدل (۲): مدل نامتقارن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴.۴ برآوردهای مدل

بعد از اثبات همانشستگی بین هر دو مدل متقارن و نامتقارن، این دو مدل با استفاده از روش PMG، برآورد و نتایج آن در جدول (۹) گزارش شده است. بر اساس این نتایج کلیه ضرایب بلندمدت متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده‌اند و علامت ضرایب محاسبه شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار محقق را در برآورد مدل برآورده می‌کنند. نتایج آزمون هاسمن نیز با توجه به ارزش احتمال ارائه شده در قسمت انتهایی جدول (۹)، نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و کاراتر بودن برآورده‌گر PMG در مقابل با برآورده‌گر MG است. بنابراین نتایج ضرایب برآورده شده از نظر آماری تأیید شده و از قابلیت تفسیر برخوردارند.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق

مدل				متغیر	
PMG-NARDL: مدل نامتقارن		PMG-ARDL: مدل متقارن			
p-value	ضریب برآورده	p-value	ضریب برآورده		
بلندمدت					
۰/۰۰۰	۱۳۴/۵۱۸***	۰/۰۰۰	۲۹۱/۲۹۹***	LnGDP	
۰/۰۰۰	-۱۴/۲۸۷***	۰/۰۰۰	-۲۹/۹۹۹***	LnGDP ²	
۰/۰۰۰	۰/۴۹۸***	۰/۰۰۰	۱/۰۲۱***	LnGDP ³	
۰/۰۳۸	-۰/۲۱۱**	۰/۰۴۵	-۰/۱۷۵**	LnEC	
۰/۰۰۰	-۰/۶۶۸***	۰/۰۰۰	-۰/۷۶۴***	LnPOP	

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۶۱

مدل				متغیر	
PMG-NARDL		PMG-ARDL			
p-value	ضریب برآورده	p-value	ضریب برآورده		
بلندمدت					
-	-	.0000	.0316***	LnUNE	
.0000	.0219***	-	-	lnUNE ⁺	
.0004	-.0414***	-	-	lnUNE ⁻	
10/751	8/775	10/705	8/883	LCC نقاط بازگشت	
کوتاهمدت					
.0021	-.0417**	.0009	-.0431***	ECT	
.0261	111198/312	.0274	97910/541	ΔlnGDP	
.0262	-11103/435	.0275	-9801/748	ΔlnGDP ²	
.0263	369/509	.0274	327/058	ΔlnGDP ³	
.0000	-.0411***	.0000	-.0469***	ΔlnEC	
.0957	-.04246	.0966	-.04161	ΔlnPOP	
-	-	.0558	1/249	ΔlnUNE	
.0667	1/098	-	-	ΔlnUNE ⁺	
.0545	-1/126	-	-	ΔlnUNE ⁻	
.0021	-176/496**	.0009	-397/649***	Constant	
p-value	آماره	p-value	آماره	آزمون هاسمن	
.0279	3/659	.0421	2/445		

(علامت‌های ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از جدول (۹)، در بلندمدت تأثیر رشد اقتصادی (lnGDP)، مربع (lnGDP²) و مکعب (lnGDP³) آن بر شاخص پایداری محیط‌زیست (ضریب ظرفیت بار (lnLCF)) در هر دو مدل متقارن و نامتقارن به ترتیب مثبت، منفی و مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالایی معنادار می‌باشد. این نتیجه به معنای تأیید فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار (LCC) N شکل در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد. بر این اساس، در سطوح اولیه، افزایش در رشد اقتصادی منجر به افزایش پایداری محیط‌زیست و ضریب ظرفیت بار شده، در

فاصله بین نقطه بازگشت اول تا دوم، افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش پایداری محیطزیست می‌شود و پس از نقطه بازگشت دوم، افزایش رشد اقتصادی سبب افزایش پایداری محیطزیست در کشورهای منتخب منطقه می‌شود. با توجه به مقدار نقاط بازگشت در مدل متقارن (نامتقارن) در سطح لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه ۸/۸۸۳ (۸/۳۷۵)، ارتباط مستقیم، بین ۸/۸۸۳ (۸/۳۷۵) و ۱۰/۷۰۵ (۱۰/۷۵۱) ارتباط معکوس و پس از لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه ۱۰/۷۰۵ (۱۰/۷۵۱) ارتباط مستقیم بین تولید ناخالص داخلی سرانه و پایداری محیطزیست (ضریب ظرفیت بار) وجود دارد. بر این اساس، ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و ضریب ظرفیت بار در کشورهای مورد مطالعه تأیید نمی‌شود (رد منحنی LCC) و این ارتباط داری دو نقطه بازگشت و به شکل N می‌باشد (در چارچوب فرضیه EKC، با توجه به این که ضریب ظرفیت بار شاخص معکوسی از تخریب محیطزیست است، این رابطه را به شکل N معکوس می‌توان تفسیر کرد). شایان ذکر است که ضرایب کوتاه‌مدت هیچ‌یک از متغیرهای رشد اقتصادی ($\Delta \ln GDP^2$ ، مربع $(\Delta \ln GDP)^2$ و مکعب $(\Delta \ln GDP)^3$) آن در هر دو مدل متقارن و نامتقارن از معناداری آماری برخوردار نیست.

در جدول (۱۰)، میانگین لگاریتم طبیعی GDP سرانه کشورهای مورد مطالعه به تفکیک و برای کل نمونه طی سال‌های تحت بررسی ارائه شده است. بر این اساس، به‌طور کلی کشورهای منتخب منطقه می‌توانند نزولی منحنی N شکل LCC (بین دو نقطه بازگشت) قرار گرفته‌اند و افزایش رشد اقتصادی در شرایط فعلی می‌تواند سبب کاهش پایداری محیطزیست در این کشورها شود. به جز کشور ایران (فقط در مدل متقارن) و کشور قطر که به‌ترتیب در شاخه‌های (مسیرهای) سعودی اول و دوم منحنی N شکل LCC قرار دارند، سایر کشورهای مورد مطالعه با گذشتن از نقطه بازگشت اول، در شاخه نزولی این منحنی قرار گرفته‌اند و تا رسیدن به نقطه بازگشت دوم، افزایش رشد اقتصادی در این کشورها به کاهش ضریب ظرفیت بار و افزایش ناپایداری زیست‌محیطی منجر می‌گردد. طی سال‌های گذشته با معرفی شاخص جدید ضریب ظرفیت بار مطالعات تجربی گوناگونی برای نمونه‌های مختلف در جهت بررسی شکل رابطه این متغیر با رشد اقتصادی انجام گرفته است که نتایج برخی از این مطالعات مانند دوغان و پاتا (Dogan & Pata, 2022)، گولوغلو و همکاران (Guloglu et al., 2023)، وانگ و همکاران (Wang et al., 2023) و اردوغان (Eedogan, 2023) تأییدکننده رابطه U شکل و تأیید فرضیه LLC نتایج برخی دیگر از این مطالعات مانند پاتا و تانریور (Pata & Tanriover, 2023) و دگیرمنجی و آیدین (Degirmenci & Iydin, 2024) نشان‌دهنده عدم وجود رابطه معنادار، نتایج

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۶۳

مطالعات آلو لا و همکاران (Alola et al., 2023)، عثمان و همکاران (Usman et al., 2024) و اردوغان (2024) تأییدکننده رابطه U معکوس شکل و برخی دیگر نظریه هوانگ و همکاران (Huang et al., 2023) نشان دهنده رابطه Lشکل می باشد که علت این نتایج متفاوت می تواند در نوع مدل سازی و روش برآورد مدل و همچنین بازه زمانی و نمونه مکانی مورد مطالعه باشد.

جدول ۱۰. متوسط لگاریتم GDP سرانه کشورهای منتخب منطقه مناطقی سالهای ۲۰۰۰-۲۰۲۲

کشور	سرانه LGDP	کشور	سرانه LGDP	کشور	سرانه LGDP
لیبی	۹/۲۳۲	اسرائیل	۱۰/۴۲۸	امارات	۱۰/۷۳۷
عمان	۹/۸۸۲	کویت	۱۰/۳۶۴	بحرين	۱۰/۰۱۸
قطر	۱۱/۰۲۶	لبنان	۸/۹۰۷	ایران	۸/۵۱۱
کل کشورها	۹/۸۲۴	ترکیه	۹/۱۲۹	عربستان	۹/۸۲۹

مأخذ: یافته های تحقیق

بر اساس مدل متقارن، تأثیر نرخ بیکاری (InUNE) بر شاخص ضریب ظرفیت بار در بلندمدت، مثبت و معنادار و در کوتاه مدت، بی معنا است. ضریب نرخ بیکاری در مدل متقارن حدود ۰/۳۲، برآورد شده است که نشان می دهد یک درصد افزایش (کاهش) در نرخ بیکاری منجر به افزایش (کاهش) ۰/۳۲ درصدی در LCF و پایداری زیست محیطی می شود. این نتیجه تأییدکننده فرضیه EPC در کشورهای منتخب منطقه مناطقی می باشد و همسو با نتایج مطالعات تجربی کاشم و رحمان (Kashem & Rahman, 2020)، طارق و همکاران (Tariq et al., 2022)، هاجیماموگلو (Haciimamoğlu, 2023) و انجی و همکاران (Ng et al., 2023) می باشد. بر اساس مدل نامتقارن، تأثیر شوک های مثبت ($InUNE^+$) و منفی نرخ بیکاری (InUNE) بر شاخص ضریب ظرفیت بار در بلندمدت معنادار و به ترتیب مثبت و منفی است. این دو متغیر در کوتاه مدت اثر معناداری بر LCF نداشتند. ضریب شوک های مثبت و منفی نرخ بیکاری در مدل نامتقارن به ترتیب حدود ۰/۲۲ و -۰/۴۱- برآورد شده است که نشان می دهد یک درصد افزایش (کاهش) در نرخ بیکاری منجر به افزایش (کاهش) ۰/۳۲ (۰/۴۱) درصدی در LCF و پایداری زیست محیطی می شود. در واقع تأثیر شوک های مثبت نرخ بیکاری بر پایداری زیست محیطی کوچک تر از تأثیر شوک های منفی آن بر ناپایداری زیست محیطی است. این نتیجه به وضوح

نشان‌گر تأثیر نامتقارن بیکاری بر شاخص کیفیت محیط‌زیست در کشورهای منتخب منطقه‌من است و هم‌سو با نتایج مطالعه تجربی Djedaiet (2023) می‌باشد. نتایج برآورده مدل نامتقارن نیز تا حد زیادی تأییدکننده فرضیه EPC در کشورهای مورد مطالعه است؛ چراکه نشان می‌دهد افزایش (کاهش) در نرخ بیکاری منجر به افزایش (کاهش) LCF و پایداری زیست‌محیطی می‌شود. به طور کلی نتایج مدل‌های متقارن و نامتقارن نشان می‌دهد که سیاست‌های اشتغال و محیط‌زیست در کشورهای مورد مطالعه نمی‌توانند به طور همزمان موفق باشند.

تأثیرگذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت سرانه مصرف انرژی (InEC) در هر دو مدل متقارن و نامتقارن، منفی (که اثر کوتاه‌مدت بزرگ‌تر از بلندمدت است) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سرانه مصرف انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، ضریب ظرفیت بار در کشورهای منتخب منطقه‌من، به ترتیب در مدل متقارن حدود ۰/۲۱ و ۰/۰۷ درصد و در مدل نامتقارن حدود ۰/۸۱ و ۰/۰۸ درصد کاهش می‌یابد که بیان‌گر عدم کارایی فنی در تولید و مصرف انرژی در کشورهای مورد مطالعه است. نتیجه به دست آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی متعددی نظری Djedaiet و همکاران (2024)، گل خندان و معظمی‌نژاد (۱۳۹۸) و علی‌صوفی و همکاران (۱۴۰۲) می‌باشد. مصرف انرژی با شاخص‌های تخریب محیط‌زیست رابطه مستقیم دارد و هر چقدر مصرف انرژی افزایش یابد، به تبع آن، آلودگی‌های ناشی از آن بیشتر شده و اثرات زیست‌محیطی منفی به دنبال دارد. حجم عمداتی از فعالیت‌های اقتصادی و صادرات در بیشتر کشورهای منطقه‌من به سوخت‌های فسیلی وابسته است و سهم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر از کل مصرف انرژی در این کشورها بسیار ناچیز است که این موضوع به افزایش ناپایداری زیست‌محیطی و کاهش ضریب ظرفیت بار منجر شده است.

تأثیرگذاری بلندمدت جمعیت (InPOP) در هر دو مدل متقارن و نامتقارن، منفی و در سطح اطمینان بالایی معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در جمعیت کل در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار در کشورهای منتخب منطقه‌من، در مدل متقارن حدود ۰/۷۶ درصد و در مدل نامتقارن ۰/۶۷ درصد کاهش می‌یابد. شایان ذکر است که ضریب کوتاه‌مدت جمعیت (InPOP) در هر دو مدل متقارن و نامتقارن از لحاظ آماری بی‌معناست. کشورهای در حال توسعه بنابر به نیاز به نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصادی، معمولاً دارای نرخ‌های

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۶۵

رشد جمعیت بالاتر می‌باشد. جمعیت بالاتر مستلزم مصرف انرژی بیشتر است و در نتیجه آلودگی و تخریب محیط‌زیست را به همراه دارد (گل خندان و معظمی‌نژاد، ۱۳۹۸).

ضریب تصحیح خطای ECT در هر دو مدل متقارن و نامتقارن منفی و معنادار است که نشان می‌دهد به ترتیب در هر سال ۴۲ و ۴۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دست‌یابی به تعادل بلند‌مدت تعديل می‌شود؛ به عبارت دیگر، متغیرهای مؤثر بر LCF در هر دوره یک‌ساله به ترتیب در مدل متقارن و نامتقارن حدود ۴۲ و ۴۳ درصد از انحراف خود را نسبت به تعادل بلند‌مدت تصحیح می‌کنند و در نهایت در حدود بیش از دو سال به تعادل بلند‌مدت می‌رسند.

۵.۴ استحکام نتایج

در این قسمت از پژوهش، استحکام نتایج به دست آمده از دو برآوردهای PMG-ARDL و ARDL بررسی می‌شود. نتایج برآوردهای مدل در دو حالت متقارن و نامتقارن به روش Cup-FM در جدول (۱۱) ارائه شده است. بر اساس نتایج به دست آمده، علامت و معناداری ضرایب برآوردهای متغیرهای مدل نسبت به برآوردهای PMG-ARDL و PMG-ARDL تغییری نداشته و ثابت مانده است. این موضوع استحکام و ثبات نتایج تجربی را تأیید می‌کند.

جدول ۱۱. بررسی استحکام نتایج با استفاده از برآوردهای Cup-FM

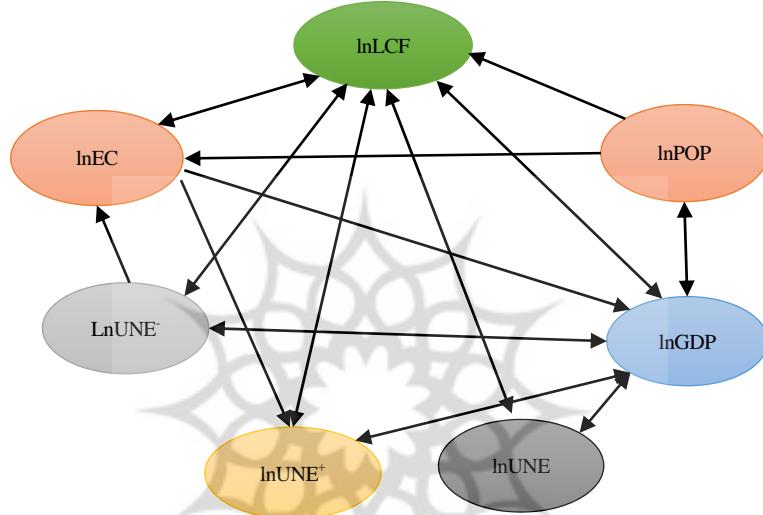
مدل نامتقارن		مدل متقارن		متغیر
p-value	ضریب	p-value	ضریب	
۰/۰۰۰	۱۶۹/۰۰۱***	۰/۰۰۰	۱۴۸/۰۰۳***	LnGDP
۰/۰۰۰	-۱۷/۴۵۵***	۰/۰۰۰	-۱۵/۲۸۶***	LnGDP ²
۰/۰۰۰	۰/۰۹۵***	۰/۰۰۰	۰/۰۲۰***	LnGDP ³
۰/۰۰۰	-۰/۰۵۲***	۰/۰۰۰	-۰/۰۹۹***	LnEC
۰/۰۰۰	-۱/۰۰۱***	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۹***	LnPOP
-	-	۰/۰۰۱	۰/۱۷۱***	LnUNE
۰/۰۰۰	۰/۱۰۸***	-	-	lnUNE ⁺
۰/۰۱۴	-۰/۰۲۵**	-	-	lnUNE ⁻
۱۰/۰۸۷	۸/۹۶۹	۱۰/۰۷۶	۸/۹۲۱	نقاط بازگشت LCC
۰/۹۸۱		۰/۹۷۸		R ²

(علامت‌های ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶.۴ آزمون علیت پانلی

جدول (۱۲) نتایج تجزیه و تحلیل علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) را نشان می‌دهد که ارتباط علی بین ضریب ظرفیت بار، رشد اقتصادی، جمعیت، مصرف انرژی، بیکاری، شوک‌های مثبت و منفی بیکاری را در کشورهای مورد مطالعه اندازه‌گیری می‌کند. به طور خلاصه نتایج این آزمون در شکل (۴) نشان داده شده است.



شکل ۴. خلاصه نتایج آزمون علیت پانلی
(\leftarrow علیت یک‌طرفه و \leftrightarrow علیت دوطرفه)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به طور خلاصه نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) بر حسب نوع رابطه عبارتند از:

الف. رابطه علیت دوسویه. این رابطه بین ضریب ظرفیت بار و متغیرهای رشد اقتصادی، مصرف انرژی، بیکاری و شوک‌های مثبت و منفی آن، بین رشد اقتصادی و متغیرهای بیکاری و شوک‌های مثبت و منفی آن و بین جمعیت و شوک‌های مثبت و منفی بیکاری دیده می‌شود. ب. رابطه علیت یک‌سویه. این رابطه از سمت جمعیت به ضریب ظرفیت بار، از سمت مصرف انرژی به رشد اقتصادی، از سمت جمعیت به بیکاری، از سمت مصرف انرژی به شوک‌های

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۶۷

مثبت بیکاری و از سمت شوک‌های منفی بیکاری به مصرف انرژی می‌باشد. ج. عدم وجود رابطه علیت. نبود رابطه علیت بین متغیرهای مصرف انرژی و بیکاری دیده می‌شود.

جدول ۱۲. نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین
(Dumitrescu & Hurlin, 2012)

p-value	Zbar-stat	W-stat	فرضیه‌های صفر
۰/۰۰۰	۵/۸۳	۶/۹۲***	به طور همگن علت lnGDP نیست
۰/۰۰۰	۴/۶۶	۵/۹۹***	به طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۰۱۵	۲/۴۳	۴/۲۲**	به طور همگن علت lnPOP نیست
۰/۰۸	۰/۱۵	۲/۴۰	به طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۰۰۰	۵/۳۶	۸/۶۵***	به طور همگن علت lnEC نیست
۰/۰۲۳	۲/۲۸	۵/۲۰**	به طور همگن علت lnEC نیست
۰/۰۳۲	۲/۱۵	۲/۲۳**	به طور همگن علت lnUNE نیست
۰/۰۰۳	۲/۹۹	۶/۸۰***	به طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۰۶۰	۱/۸۸	۲/۱۰**	به طور همگن علت lnUNE ⁺ نیست
۰/۰۶۱	۱/۸۷	۵/۵۸*	به طور همگن علت lnLCF نیست
۰/۰۰۴	۲/۸۹	۲/۶۲***	به طور همگن علت lnUNE ⁻ نیست
۰/۰۳۹	۲/۰۶	۵/۷۹**	به طور همگن علت lnUNE ⁻ نیست
۰/۰۰۰	۹/۶۵	۹/۸۲***	به طور همگن علت lnPOP نیست
۰/۰۰۰	۸/۱۱	۸/۶۱***	به طور همگن علت lnGDP نیست
۰/۰۲۸	۲/۱۹	۵/۸۲**	به طور همگن علت lnEC نیست
۰/۶۳۷	۰/۴۷	۲/۱۲	به طور همگن علت lnGDP نیست
۰/۰۰۰	۴/۴۶	۵/۷۶***	به طور همگن علت lnUNE نیست
۰/۰۱۲	۲/۵۱	۴/۲۳**	به طور همگن علت lnGDP نیست
۰/۰۰۰	۷/۷۹	۸/۴۸***	به طور همگن علت lnLGDP نیست
۰/۰۰۳	۳/۰۰	۴/۶۷***	به طور همگن علت lnGDP نیست
۰/۰۸۴	۱/۷۳	۳/۶۵*	به طور همگن علت lnUNE ⁻ نیست
۰/۰۰۱	۳/۲۶	۴/۸۷***	به طور همگن علت lnGDP نیست
۰/۱۷۱	۱/۳۹	۴/۲۰	به طور همگن علت lnPOP نیست
۰/۰۰۰	۳/۷۹	۶/۸۸***	به طور همگن علت lnEC نیست
۰/۱۳۷	۱/۴۹	۲/۴۲	به طور همگن علت lnPOP نیست

p-value	Zbar-stat	W-stat	فرضیه‌های صفر
۰/۰۰۰	۷/۴۶	۸/۰۹***	به طور همگن علت lnPOP نیست
۰/۰۵۷	۱/۹۱	۳/۷۹*	به طور همگن علت lnUNE ⁺ نیست
۰/۰۰۰	۶/۳۳	۷/۳۲***	به طور همگن علت lnUNE ⁺ نیست
۰/۰۲۱	۲/۳۲	۴/۱۲**	به طور همگن علت lnUNE ⁻ نیست
۰/۰۰۰	۴/۵۰	۵/۸۶***	به طور همگن علت lnUNE ⁻ نیست
۰/۶۲۴	۰/۴۹	۳/۱۹	به طور همگن علت lnEC نیست
۰/۲۹۱	۱/۰۶	۳/۸۳	به طور همگن علت lnUNE نیست
۰/۵۱۱	۰/۶۶	۳/۳۸	به طور همگن علت lnEC ⁺ نیست
۰/۰۰۰	۴/۷۱	۷/۹۲***	به طور همگن علت lnEC ⁺ نیست
۰/۰۲۹	۲/۱۷	۵/۰۸**	به طور همگن علت lnEC ⁻ نیست
۰/۱۷۱	۱/۳۷	۴/۱۸	به طور همگن علت lnEC ⁻ نیست

(علامت‌های ***، ** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر متقارن و نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) به عنوان شاخص جدید و جامع پایداری محیط‌زیست و آزمون فرضیه منحنی زیست‌محیطی فیلیپس (EPC) در ۱۱ کشور منطقه MENA (شامل ایران) طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۲۲ و در قالب یک مدل STIRPAT بوده است. به این منظور از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی پانل با وابستگی مقطعي و برآوردگر میانگین گروهی تلفيقی در دو مدل متقارن (PMG-ARDL) و نامتقارن (PMG-NARDL) استفاده شده است. جهت علیت بین متغیرهای پژوهش نیز با استفاده از آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) بررسی شده است.

نتایج برآورد مدل متقارن نشان می‌دهد که بیکاری اثر مثبت و معناداری بر LCF داشته است.

به گونه‌ای که یک درصد افزایش (کاهش) در نرخ بیکاری منجر به افزایش (کاهش) ۰/۳۲ درصدی در LCF و پایداری زیست‌محیطی می‌شود. نتایج برآورد مدل نامتقارن نیز حاکی از تأثیر مثبت و معنادار تکانه‌های مثبت بیکاری و تأثیر منفی و معنادار تکانه‌های منفی بیکاری بر LCF می‌باشد؛ به گونه‌ای که اندازه اثرگذاری تکانه‌های منفی بزرگ‌تر است (تأیید اثر نامتقارن).

استحکام نتایج با به کارگیری برآورده Cup-FM تأیید شده است و بر این اساس نمی‌توان فرضیه EPC را در کشورهای مورد مطالعه رد کرد. بر اساس آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (Dumitrescu & Hurlin, 2012) نیز رابطه علیت دوسویه بین متغیرهای LCF و بیکاری (و شوک‌های مثبت و منفی آن) تأیید می‌شود. بر اساس سایر نتایج، جمعیت کل و مصرف انرژی اثر منفی و معنادار بر LCF داشته است و فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC) به شکل N مورد تأیید قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج به دست آمده بیشتر کشورهای منتخب منطقه MENA در شاخه نزولی منحنی N‌شکل LCC (بین دو نقطه بازگشت) قرار گرفته‌اند و افزایش رشد اقتصادی در شرایط فعلی می‌تواند سبب کاهش پایداری محیط‌زیست در این کشورها شود.

بر اساس نتایج به دست آمده بین بیکاری و شاخص پایداری محیط‌زیست یک رابطه منفی در کشورهای منتخب منطقه MENA طی دوره مورد بررسی وجود داشته است و سیاست‌های محرك اشتغال و بهبود کیفیت محیط‌زیست نتوانسته‌اند به طور هم‌زمان موفق باشند. بر این اساس، اگر کشورهای منطقه MENA می‌خواهند سطح پایداری محیط‌زیست را بدون تأثیرگذاری منفی بر سطح اشتغال افزایش دهند، بایستی سیاست‌های رشد اقتصادی و اشتغال را با سیاست‌های زیست‌محیطی پایدار سازگار کنند. این اقدام می‌تواند با افزایش سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک و صنایع انرژی‌های تجدیدپذیر، همراه با توسعه فرصت‌های کسب‌وکار سبز که منجر به رشد اشتغال پایدار می‌شود، محقق گردد. در واقع اگر این کشورها می‌خواهند آلدگی محیط‌زیست را بدون تأثیرگذاری منفی بر اشتغال مهار کنند، باید هم نوآوری و هم فناوری‌های جایگزین را به کار گیرند که آلدگی کم‌تری دارند؛ اما اشتغال‌زا هستند. در نهایت، مسیر رشد کشورهای منطقه MENA باید از رشد اقتصادی غیرسبز به رشد سبز تغییر کند و نگرانی‌های زیست‌محیطی در این کشورها نباید با برجسته‌تر شدن مسائل اقتصادی نادیده گرفته شوند.

کتاب‌نامه

- دلیری، حسن (۱۳۹۹). ارتباط بین جای پای اکولوژیک و رشد اقتصادی در کشورهای آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از مدل PSTR. *تحقیقات مالی‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹): ۱۲۱-۸۱.
- علیزاده، محمد و گل خندان، ابوالقاسم. (۱۳۹۶). بررسی و مقایسه تأثیر نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت. *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۴(۱۳): ۱۲۱-۱۴۷.

کازرونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسین؛ آقامحمدی، علی و ذکائی علمداری، الهام (۱۳۹۸). بررسی اثرات فساد بر منحنی زیست محیطی کوزنیس مطالعه موردی کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه. *تحقیقات مالسازی اقتصادی*. ۱۰(۳۷): ۳۸-۷.

گل خندان، ابوالقاسم و معظمنژاد، فاطمه. (۱۳۹۹). تأثیر رشد اقتصادی، جمعیت، مصرف انرژی و تجارت بر کیفیت محیط زیست در کشورهای منطقه منا. *پژوهش‌های محیط زیست*، ۲۱(۱۱): ۱۵۷-۱۶۷.

Alola, A. A., Özkan, O., & Usman, O. (2023). Role of non-renewable energy efficiency and renewable energy in driving environmental sustainability in India: Evidence from the load capacity factor hypothesis. *Energies*, 16(6), 2847.

Anser, M.K., Apergis, N., Syed, Q.R. & Alola, A.A. (2021). Exploring a New Perspective of Sustainable Development Drive through Environmental Phillips Curve in the Case of the BRICST Countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(35), 48112-48122.

Bai, J. & Kao, C. (2006). On the estimation and inference of a panel cointegration model with cross-sectional dependence. In B. H. Baltagi (Ed.), Contributions to economic analysis (Vol. 274). New York, NY: Elsevier. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/S0573-8555\(06\)74001-9](https://doi.org/10.1016/S0573-8555(06)74001-9)

Bengake, C. and Eggoh, J. C., (2011). The Feldstein–Horioka puzzle in African countries: A panel co-integration analysis. *Economic Modeling*, 28, 939-947.

Bhowmik, R., Syed, Q. R., Apergis, N., Alola, A.A. & Gai, Z. (2022). Applying a dynamic ARDL approach to the Environmental Phillips Curve (EPC) hypothesis amid monetary, fiscal, and trade policy uncertainty in the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(10), 14914-14928. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-021-16716-y>

Blackburne, E.F. & Frank, M.W. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 7(2), 197-208.

Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>

Çakmak, T. K., Beser, M. K. & Alola, A. (2023). Environmental effect of high-, upper, and lower middle-income economies' energy mix: Is there a trade-off between unemployment and environmental quality? *Energy & Environment*. DOI: 10.1177/0958305X231187034

Dietz, T. & Rosa, E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO₂ emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 94, 175–179. <https://doi.org/10.1073/PNAS.94.1.175>

Djedaiet, T. (2023). Does environmental quality react asymmetrically to unemployment and inflation rates? African OPEC countries' perspective, *Environ Sci Pollut Res Int*, 30(46), 102418-102427. doi: 10.1007/s11356-023-29621-3

Djedaiet, A., Ayad, H. & Ben-Salha., O. (2024). Oil prices and the load capacity factor in African oil-producing OPEC members: Modeling the symmetric and asymmetric effects. *Resources Policy*, 89. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104598>

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۷۱

- Dogan, E. & Inglesi-Lotz, R. (2017). Analyzing the effects of real income and biomass energy consumption on carbon dioxide (CO₂) emissions: empirical evidence from the panel of biomass-consuming countries. *Energy*, 138, 721-727. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.07.136>
- Dogan, E. & Seker, F. (2016). Determinants of CO₂ emissions in the European Union: the role of renewable and non-renewable energy. *Renew Energy*, 94, 429-439. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.03.078>
- Dogan, A., Pata, U.K. (2022). The role of ICT, R&D spending and renewable energy consumption on environmental quality: testing the LCC hypothesis for G7 countries. *Journal of Cleaner Production*. 380, 135038
- Dumitrescu, E-I & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29, 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Ehrlich, P. R., Holdren, J. P., (1971). Impact of population growth. *Science*, 171, 1212-1217. <https://doi.org/10.1126/SCIENCE.171.3977.1212/ASSET/703D82DC>
- Erdogan, S. (2023). Linking natural resources and environmental sustainability: A panel data approach based on the load capacity curve hypothesis. *Sustainable Development*, 1-13. <https://doi.org/10.1002/sd.2836>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER.
- Haciimamoğlu, T. (2023). A New Approach to Sustainable Development: Analysis of the Environmental Phillips Curve Hypothesis, *Sosyoekonomi* 31(56), 11-25. DOI: 10.17233/sosyoekonomi.2023.02.01
- Huang, Y., Villanthenkodath, M. A. & Haseeb, M. (2023). The nexus between eco-friendly technology and environmental degradation in India: Does the N or inverted N-shape load capacity curve (LCC) hypothesis hold? *Natural Resources Forum*, 47(2). <https://doi.org/10.1111/1477-8947.12281>
- Kahn, M.E & Kotchen, M.J (2011). Business cycle effects on concern about climate change: the chilling effect of recession. *Clim Change Econ*, 02(03): 257-273.
- Kashem MA, Rahman MM (2021) Environmental Phillips curve: OECD and Asian NICs perspective. *Environ Sci Pollut Res*, 27, 31153-31170. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-08620-8>
- Liu, W., Luo, Z. & Xiao, D. (2022). Age structure and carbon emission with climate-extended STIRPAT model-a cross-country analysis. *Frontiers in Environmental Science*. 9, 667. <https://doi.org/10.3389/FENVS.2021.719168/BIBTEX>
- Malik, Zeeshan and Shaikh, Osama, The Epc Hypothesis Revisited in G-20 Countries: A Novel Panel Data Analysis. (March 30, 2023). IJCRT | Volume 11, Issue 3 March 2023, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4405374>
- Meyer, A. (2016). Is unemployment good for the environment? *Resour. Energy Econ*, 45, 18-30. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2016.04.00>
- Ng, C.F., Yii, K.J., Lau, L.S. & Go, Y..H. (2023). Unemployment rate, clean energy, and ecological footprint in OECD countries. *Environ Sci Pollut Res Int*, 30(15), 42863-42872. doi: 10.1007/s11356-021-17966-6

- Okun, A.M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance, in M.N. Baily and A.M. Okun (ed.), *The Battle Against Unemployment and Inflation*, NY: Norton, 132-145.
- Pata, U. K. (2021). Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. *The European Journal of Health Economics*, 22(9), 1427-1439. <https://doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0>
- Pata, U.K. & Ertugrul, H.M. (2023). Do the Kyoto Protocol, geopolitical risks, human capital and natural resources affect the sustainability limit? A new environmental approach based on the LCC hypothesis. *Resources Policy*, 80. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103352>
- Pata, U. K. & Isik, C. (2021). Determinants of the load capacity factor in China: A novel dynamic ARDL approach for ecological footprint accounting. *Resources Policy*, 74(C). <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102313>
- Pata, U. K. & Tanriover, B. (2023). Is the load capacity curve hypothesis Valid for the top ten tourism destinations? *Sustainability*, 15(2), 960. <https://doi.org/10.3390/su15020960>
- Pesaran, H., Shin, Y. and Smith, R., (1999). Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels, Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435.
- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*. 11, 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008) Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142 (1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Shang, L. & Xu, P. (2022). Can Carbon Emission Regulation Achieve a Dual Target of Low Carbon and Employment? An Empirical Analysis Based on China's Provincial Panel Data. *Frontiers in Energy Research*, 10. DOI: 10.3389/fenrg.2022.926443
- Shastri, S., Mohapatra, G. & Giri, A. K. (2023). The Environmental Philips Curve from a gender perspective: empirical evidence from India. *Environ Sci Pollut Res Int*, 30(7), 17487-17496. doi: 10.1007/s11356-022-23336-7
- Simoes, C. N. (2011). Education composition and growth: A pooled mean group analysis of OECD countries. *Panoeconomicus*, 4, 455-471.
- Sun, A., Bao, K., Aslam, M., Gu, X., Khan, Z. & Uktamov, K. F. (2023). Testing load capacity and environmental Kuznets curve hypothesis for China: Evidence from novel dynamic autoregressive distributed lags model. *Gondwana Research*. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.07.018>
- Tanveer, A., Song, H., Faheem, M. & Chaudhry, I. S. (2022). Validation of environmental Philips curve in Pakistan: a fresh insight through ARDL technique. *Environ Sci Pollut Res Int*. 29(17), 25060-25077. doi: 10.1007/s11356-021-17099-w

تأثیر نامتقارن بیکاری بر ضریب ظرفیت بار (LCF) در ... (ابوالقاسم گل خندان) ۱۷۳

- Tariq, S., Mehmood, U., Had, Z. U. & Mariam, A. (2022). Exploring the existence of environmental Phillips curve in South Asian countries. *Environmental Science and Pollution Research* . 29(23), 35396-35407. doi: 10.1007/s11356-021-18099-6
- Torgler, B. & García-Valiñas, M.A (2007). The determinants of individuals' attitudes towards preventing environmental damage. *Ecol Econ*, 63(2-3), 536-552
- Uche, E. & Ngepah, N. (2024). How green-technology, energy-transition and resource rents influence load capacity factor in South Africa. *International Journal of Sustainable Energy*, 43. <https://doi.org/10.1080/14786451.2023.2281038>
- Usman, O., Ozkan, O., Adeshola, I. & Eweade, B. S. (2024). Analysing the nexus between clean energy expansion, natural resource extraction, and load capacity factor in China: a step towards achieving COP27 targets. *Environment Development and Sustainability*. DOI: 10.1007/s10668-023-04399-z
- Veisten, K., Fredrik Hoen, H., Navrud, S. & Strand, J. (2004). Scope insensitivity in contingent valuation of complex environmental amenities. *J Environ Manag*, 73(4), 317-331.
- Wang, Z. & Bui, Q. & Zhang, B. (2020). The relationship between biomass energy consumption and human development: Empirical evidence from BRICS countries. *Energy*, vol. 194(C). <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.116906>
- Wang, S., Zafar, M.W., Vasbievea, D.G. & Yurtkuran, D.G. (2023). Economic growth, nuclear energy, renewable energy, and environmental quality: Investigating the environmental Kuznets curve and load capacity curve hypothesis, *Gondwana Research*, <https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.06.009>
- Westerlund, J. & Edgerton, D.L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97, 185-190. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003>
- Witzke, H.P. & Urfei, G. (2001). Willingness to pay for environmental protection in Germany: coping with the regional dimension. *Reg Stud*, 35(3), 207-214.
- Xin, Y., Yang, S. & Rasheed, M. F. (2023). Exploring the impacts of education and unemployment on CO₂ emissions. *Economic Research*, 36. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2110139>
- Xiaoman, W., Majeed, A., Vasbievea, D.G. & Yameogo, C.E.W. & Hussain, N. (2021). Natural resources abundance, economic globalization, and carbon emissions: Advancing sustainable development agenda. *Sustainable Development*, 29(5), 1037-1048. <https://doi.org/10.1002/sd.2192>
- Xuan, D., Jiang, X., Fang, Y. (2023). Can globalization and the green economy hedge natural resources? Functions of population growth and financial development in BRICS countries. *Resour. Pol.* 82, 103414 <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103414>
- Yavuz, E., Kılıç, E. & Çağlar. A.E. (2023). A new hypothesis for the unemployment-environment dilemma: Is the environmental Phillips curve valid in the framework of load capacity factor in Turkiye? *Environment Development and Sustainability*, DOI: 10.1007/s10668-023-04258-x
- Zaidi, S.A.H., Wei, Z., Gedikli, A., Zafar, M.W., Hou, F. & Iftikhar, Y. (2019). The impact of globalization, natural resources abundance, and human capital on financial development: evidence from thirty-one OECD countries. *Resource Policy*, 64. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101476>.