



ORIGINAL RESEARCH PAPER

The impact of green finance, income distribution, and human capital on the sustainability of marine ecosystems

Golkhandan, A. ^{1*}, Jahantabi Nezhad, A. ²

¹ Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.

² M.A in Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.

ARTICLE INFO

Article History:

Received: 2025/07/16

Revised: 2026/01/4

Accepted: 2026/01/4

Keywords:

Green Finance,
Income Distribution,
Human Capital ,
Fishing Grounds Load Capacity
Factor,
PMG-ARDL Estimator.

*Corresponding author:

✉ golkhandana@gmail.com

Doi: [10.52547/joc.16.63.5](https://doi.org/10.52547/joc.16.63.5)

ORID: [0000-0001-6332-9215](https://orcid.org/0000-0001-6332-9215)

ABSTRACT

Background and Theoretical Foundations: Encouraging green finance for projects that promote sustainable fishing practices and technologies is an important step in reducing pressure on marine resources. Also, understanding the dynamics of the relationship between income inequality and marine environmental quality is essential for the implementation of practical measures that ensure the sustainability of fishing activities and promote social justice. In addition, as the level of human capital increases, environmental awareness and adherence to environmental laws increase to preserve marine resources. Accordingly, the main objective of this study is to investigate the impact of green finance, income distribution, and human capital on the marine environment quality and the Granger causality relationship between these variables in 9 developing Asian fisheries-producing countries during the period 2004-2022.

Methodology: This study is of a descriptive-analytical type, in which the green finance index, Gini coefficient, human capital index and its square are used as independent variables of the model, the fishing grounds load capacity factor (FGLCF) index is used as a clean marine ecosystem index and the dependent variable of the model, and economic growth, its square, total population and fishery production are used as control variables of the model in the form of fishing grounds load capacity curve (FGLCC). Additionally, the estimation of long-term and short-term coefficients for the model variables was conducted using the PMG-ARDL estimator.

Findings: The results indicate a significant positive impact of green finance and a significant negative impact of income inequality on FGLCF in the long run. The U-shaped relationship between human capital and FGLCF is also confirmed in the long run. According to other results, population and fishery production have a negative and significant effect on FGLCF, and the FGLCC hypothesis is confirmed, meaning a U-shaped relationship between economic growth and FGLCF. The results of the panel causality test also indicate a one-way causality relationship from income inequality and human capital to FGLCF and from FGLCF to the green finance index.

Conclusion: Based on the main results obtained, it can be said that implementing the necessary policies to expand green finance, reduce income inequality, and increase human capital can reduce pressure on marine resources in the countries studied.



NUMBER OF TABLES

8



NUMBER OF FIGURES

6



NUMBER OF REFERENCES

59

مقاله پژوهشی

تأثیر تأمین مالی سبز، توزیع درآمد و سرمایه انسانی بر پایداری اکوسیستم‌های دریایی

ابوالقاسم گل خندان^{۱*}، آزاده جهانتابی نژاد^۲^۱ دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران^۲ دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

اطلاعات مقاله

چکیده

پیشینه و مبانی نظری پژوهش: تشویق تأمین مالی سبز برای پروژه‌هایی که شیوه‌ها و فناوری‌های ماهی‌گیری پایدار را ترویج می‌کنند، گام مهمی در کاهش فشار بر منابع دریایی است. همچنین، درک پویایی‌های رابطه بین نابرابری درآمد و کیفیت محیط‌زیست دریایی برای اجرای اقدامات عملی که پایداری فعالیت‌های ماهی‌گیری و ارتقای عدالت اجتماعی را تضمین می‌کند، ضروری است. علاوه بر این، با افزایش سطح سرمایه انسانی، آگاهی‌های زیست‌محیطی و پایبندی به قوانین زیست‌محیطی در جهت حفظ منابع دریایی افزایش می‌یابد. بر این اساس هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی نوع تأثیرگذاری تأمین مالی سبز، توزیع درآمد و سرمایه انسانی بر کیفیت محیط‌زیست دریایی و رابطه علیت بین این متغیرها در ۹ کشور آسیایی درحال توسعه تولیدکننده شیلات طی دوره‌ی زمانی ۲۰۲۲-۲۰۰۴ می‌باشد.

روش‌شناسی: پژوهش حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی است که در آن از شاخص تأمین مالی سبز، ضریب جینی، شاخص سرمایه انسانی و مربع آن به‌عنوان متغیرهای مستقل مدل، از شاخص ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (صید) (FGLCF) به‌عنوان شاخص اکو سیستم دریایی پاک و متغیر وابسته مدل و از رشد اقتصادی، مربع آن، جمعیت کل و تولید شیلات به‌عنوان متغیرهای کنترل مدل در قالب منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FGLCC) استفاده شده است. همچنین، برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مدل با استفاده از برآوردگر PMG-ARDL انجام شده است.

یافته‌ها: نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار تأمین مالی سبز و تأثیر منفی و معنی‌دار نابرابری درآمد بر FGLCF در بلندمدت است. ارتباط U شکل بین سرمایه انسانی و FGLCF نیز در بلندمدت تأیید می‌شود. بر اساس سایر نتایج، جمعیت و تولید شیلات اثر منفی و معنی‌دار بر FGLCF داشته‌اند و فرضیه FGLCC به‌معنای رابطه U شکل بین رشد اقتصادی و FGLCF تأیید می‌شود. نتایج آزمون علیت پانلی نیز نشان‌دهنده رابطه علیت یک‌سویه از نابرابری درآمد و سرمایه انسانی به FGLCF و از FGLCF به شاخص تأمین مالی سبز می‌باشد.

نتیجه‌گیری: بر اساس اهم نتایج به‌دست‌آمده می‌توان گفت که اعمال سیاست‌های لازم در جهت گسترش تأمین مالی سبز، کاهش نابرابری درآمد و افزایش سرمایه انسانی می‌تواند از فشار بر منابع دریایی در کشورهای مورد مطالعه بکاهد.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۴/۲۵

تاریخ بازبینی: ۱۴۰۴/۱۰/۱۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۱۴

واژگان کلیدی:

تأمین مالی سبز،

نابرابری درآمد،

سرمایه انسانی،

ضریب ظرفیت بار زمین‌های

ماهی‌گیری،

برآوردگر PMG-ARDL.

*نویسنده مسئول

✉golkhandana@gmail.com

Doi: 10.52547/joc.16.63.5

ORID:0000-0001-6332-9215

مقدمه

جهانی^۲ (GFN) نیز این موضوع را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد که متوسط ضریب ظرفیت بار زمین‌های (بسترهای) ماهی‌گیری (صید)^۳ (FGLCF) که با تقسیم ظرفیت‌زیستی زمین‌های ماهی‌گیری در سمت عرضه‌ی اکوسیستم دریایی بر ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری در سمت تقاضای اکوسیستم دریایی محاسبه می‌شود [۶]، در این کشورها روند نزولی شدیدی داشته است و از مقدار حدود ۱/۸۲۶ در سال ۲۰۰۴ به مقداری در حدود ۱/۱۹۶ در سال ۲۰۲۲ رسیده است. کاهش تقریباً ۶۰ درصدی FGLCF طی این سال‌ها، شدت فشار اکولوژیکی به مناطق دریایی در کشورهای مورد مطالعه را برجسته می‌کند. در این زمینه، بررسی عمیق‌تر محرک‌های اقتصادی و اجتماعی FGLCF در این کشورها برای توسعه سیاست‌های شیلات پایدار، بسیار مهم و ضروری است. در این راستا، تشویق تأمین مالی سبز و گسترش فرصت‌های تأمین مالی برای پروژه‌هایی که شیوه‌ها و فناوری‌های ماهی‌گیری پایدار را ترویج می‌کنند، گام مهمی در کاهش فشار بر منابع دریایی در کشورهای مورد مطالعه است. همچنین، درک پویایی‌های بین نابرابری درآمد و FGLCF برای برنامه‌ریزی‌های راهبردی و اجرای اقدامات عملی که پایداری فعالیت‌های ماهی‌گیری، کاهش فشار اکولوژیکی و ارتقای عدالت اجتماعی را تضمین می‌کند، ضروری است. علاوه بر این، با افزایش سطح سرمایه‌انسانی در این کشورها، آگاهی‌های زیست‌محیطی و پایبندی به قوانین زیست‌محیطی در جهت حفظ منابع طبیعی و دریایی افزایش می‌یابد. افزایش آموزش در میان ماهی‌گیران می‌تواند امکان تسهیل ایجاد مناطق حفاظت‌شده دریایی^۴ (MPAS) را ممکن سازد و استراتژی‌های مدیریت صید پایدار را بهبود بخشد.

پیشینه و مبانی نظری پژوهش

۱. مبانی نظری

در این قسمت از پژوهش، به ترتیب به بررسی نقش و تحوه تأثیرگذاری تأمین مالی سبز، نابرابری درآمد و سرمایه‌انسانی بر کیفیت محیط‌زیست (بالاخص از بعد دریایی) و همچنین، تشریح مفهوم منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری^۵ (FGLCC) از بعد نظری پرداخته می‌شود.

۱-۱ تأمین مالی سبز (GF) و کیفیت محیط‌زیست «تأمین مالی سبز»^۶ یا «مالیه سبز» یک ابزار مالی نوظهور و نوین با تأکید بر دو مفهوم «سبز» و «تأمین مالی» است که به‌طور گسترده به‌عنوان ابزاری حیاتی برای تشویق توسعه پایدار^۷ (SD) و حمایت از محیط‌زیست شناخته می‌شود. تأمین مالی سبز به‌عنوان یک جنبه اضافی از مدیریت زیست‌محیطی در نظر گرفته شود. GF می‌تواند با تسهیل ارتباطات سریع بین ذی‌نفعان مربوطه، تخریب محیط‌زیست را کاهش و از این رو اثربخشی سیستم‌های مدیریت زیست‌محیطی را افزایش دهد [۷]. ریشه‌های تأمین مالی سبز از مفهوم «اقتصاد سبز»^۸ سرچشمه می‌گیرد که نخستین بار در

بخش شیلات و آبی‌پروری جهانی در سال‌های اخیر با افزایش قابل توجه تولید و سهم اقتصادی خود توجهات را به خود جلب کرده است. این بخش علاوه بر مزایای مالی، نقش مهمی در امنیت غذایی، عرضه و تأمین پروتئین نیز ایفا می‌کند [۱]. طبق گزارش فائو^۱ (۲۰۲۴)، تولید جهانی شیلات و آبی‌پروری در سال ۲۰۲۲ به رکورد ۲۳۲/۲ میلیون تن رسید که ارزش پولی آن ۴۷۲ میلیارد دلار آمریکا است. این سطح تولید، ۱۵ درصد از عرضه جهانی پروتئین حیوانی را تشکیل می‌دهد [۲]. در برخی از کشورهای آسیا و آفریقا، این رقم از ۵۰ درصد نیز فراتر رفته است. سهم اقتصادی صنعت شیلات، به ویژه از نظر اشتغال، نیز قابل توجه است. این صنعت تقریباً ۶۲ میلیون نفر را در تولید اولیه استخدام می‌کند که به‌طور قابل توجهی اشتغال زنان را نیز افزایش می‌دهد [۳]. با وجود سهم اقتصادی و نقش مهم آن، صنعت شیلات هنوز با تغییرات اقلیمی، آلودگی و از دست رفتن تنوع زیستی مواجه است. بر این اساس، ترویج شیوه‌های پایدار و کاهش اثرات زیست‌محیطی برای موفقیت آینده این بخش، حیاتی است. روش‌هایی که با هدف افزایش تولید برای تأمین نیازهای پروتئینی جمعیت رو به رشد جهان انجام می‌شوند، از جمله عواملی هستند که به اکوسیستم‌های دریایی آسیب می‌رسانند. در این زمینه، اقدامات غیرقانونی و مخرب مانند دینامیت، ماهی‌گیری با سیانید و ماهی‌گیری بیش از حد در سال‌های اخیر به مسائل جهانی مهمی تبدیل شده‌اند. دسترسی نامحدود به منابع ماهی‌گیری به گونه‌های ماهی آسیب می‌رساند، ذخایر ماهی را کاهش می‌دهد و امنیت غذایی را در جهان تهدید می‌کند [۴]. با وجود آگاهی از خطرات ماهی‌گیری بیش از حد، فائو (۲۰۲۴) گزارش داد که ماهی‌گیری بیش از حد همچنان در حال افزایش است و در سال ۲۰۲۱ به ۳۷/۷ درصد رسیده است. با توجه به رشد جمعیت در آینده، انتظار می‌رود تقاضا برای غذاهای دریایی افزایش یابد و منجر به نگرانی‌های جدی زیست‌محیطی برای منابع شیلات شود [۴]. این مطالعه با هدف بررسی چگونگی تأثیر تأمین مالی سبز، توزیع درآمد و سرمایه‌انسانی بر کیفیت محیط‌زیست دریایی در ۹ کشور آسیایی درحال توسعه تولیدکننده عمده شیلات شامل کشورهای چین، اندونزی، هند، ویتنام، بنگلادش، فیلیپین، تایلند، مالزی و ایران طی دوره‌ی زمانی ۲۰۲۲-۲۰۰۴ انجام شده است. با بررسی این کشورها، به خوبی روشن می‌شود که انتخاب آن‌ها در زمینه چگونگی دستیابی به محیطی پاک‌تر در اکوسیستم‌های دریایی ضروری است. این کشورها در نتیجه تغییرات اقلیمی و اقدامات نادرست انسانی با مشکلات عمده‌ای در اکوسیستم خود مواجه شده است. از طرفی این کشورها با ایفای نقش مهمی در صنعت ماهی‌گیری، به امنیت غذایی جهانی کمک می‌کنند و بخش ماهی‌گیری از نظر اقتصادی و اجتماعی بخش مهمی برای آن‌ها است. این کشورها با چالش‌های متعددی مانند ماهی‌گیری بیش از حد و تخریب اکوسیستم‌های دریایی روبرو هستند و بر اهمیت شیلات پایدار در آن‌ها تأکید می‌شود. داده‌های شبکه ردپای

^۵ Fishing Grounds Load Capacity Curve (FGLCC)^۶ Green Finance (GF)^۷ Sustainable Development (SD)^۸ Green Economy^۱ FAO^۲ Global Footprint Network (GFN)^۳ Fishing Grounds Load Capacity Factor (FGLCF)^۴ Marine Protected Areas (MPA)

بیش از حد از منابع دریایی در جهت تضمین امنیت غذایی و رفع نیازهای اساسی تشویق شوند. این استفاده و صید بیش از حد، پایداری شیلات را به خطر می‌اندازد و می‌تواند FGF را افزایش دهد و در نتیجه منجر به تخریب اکوسیستم های دریایی شود. در واقع، سطوح بالای نابرابری باعث ایجاد تضاد بین اهداف اقتصادی و زیست‌محیطی در جوامع ماهی‌گیری می‌شود و دیدگاه نزدیک‌بین را تقویت می‌کند. در نتیجه، جوامعی که توسط نگرانی‌های اقتصادی کوتاه‌مدت هدایت می‌شوند، دستاوردهای فوری را بر پایداری زیست‌محیطی بلندمدت اولویت می‌دهند [۴]. علاوه بر این، نابرابری درآمد و فقر می‌تواند دسترسی به منابع مالی و دانش فنی را محدود کند و اتخاذ شیوه‌های ماهی‌گیری پایدار را برای جوامع دشوار کند. فقدان گزینه‌های معیشت جای‌گزین، وابستگی به ماهی‌گیری سنتی را بیشتر می‌کند. این وابستگی می‌تواند جوامع ماهی‌گیری، به‌ویژه آن‌هایی که با نگرانی‌های اقتصادی مواجه هستند، به سمت روش‌های ماهی‌گیری ارزان‌تر اما از نظر زیست‌محیطی ناپایدار، سوق دهد. به‌عنوان مثال، شیوه‌های ماهی‌گیری غیرقانونی و بدون نظارت می‌تواند به اکوسیستم‌های دریایی آسیب برساند و منجر به کاهش سریع جمعیت ماهی شود [۱۲]. علاوه بر این، روش‌های ناپایدار صید، گونه‌های موجود در اکوسیستم‌ها را به خطر می‌اندازد. موارد ذکرشده راه را برای افزایش FGF و تخریب بیشتر اکوسیستم‌های دریایی هموار می‌کند.

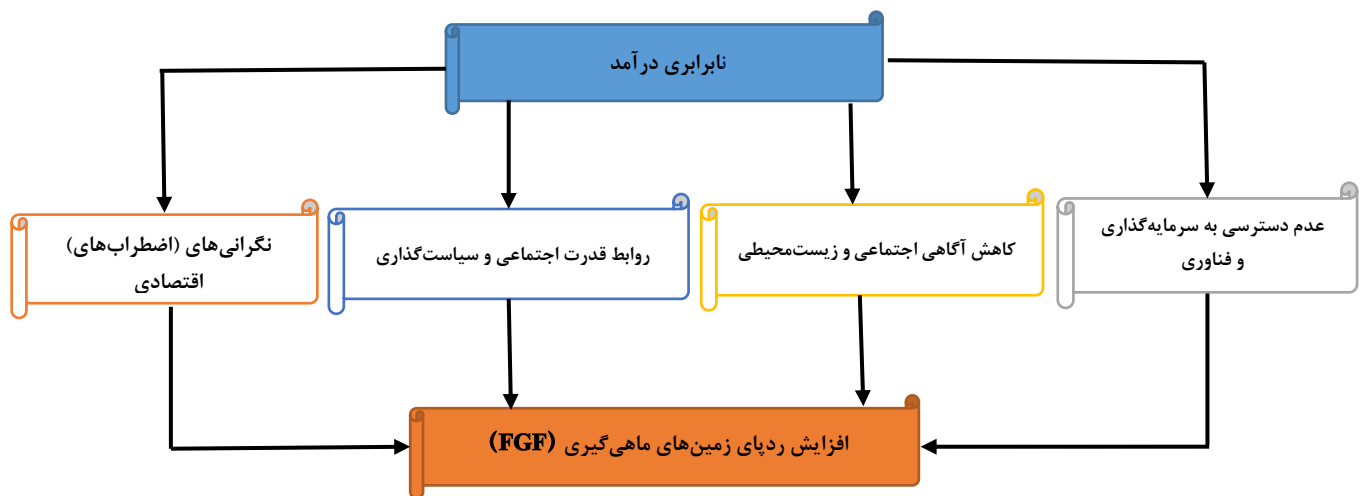
مکانیسم دوم معتقد است که نابرابری درآمد می‌تواند شیلات و FGF را از طریق «روابط قدرت اجتماعی و سیاست‌گذاری» تحت تأثیر قرار دهد. نابرابری درآمد بر توزیع قدرت اقتصادی و سیاسی تأثیر می‌گذارد [۱۳]. در جوامع با نابرابری درآمد عمیق، گروه‌های ثروتمندتر ممکن است به‌طور قابل‌توجهی بر سیاست‌های زیست‌محیطی تأثیر بگذارند. در مواردی که قدرت سیاسی به قدرت اقتصادی گره خورده است، این گروه‌ها ممکن است به دنبال کاهش یا تنظیم مقررات زیست‌محیطی برای هم‌سویی با منافع خود باشند [۱۴]. وقتی نهادهای نظارتی ضعیف هستند، سیاست‌های مغایر با منافع ثروتمندان به راحتی تضعیف می‌شوند و از دستاوردهای اقتصادی قشر مرفه محافظت می‌کنند [۱۵]. در واقع، در جوامعی که توزیع قدرت نامتقارن است و نهادها ضعیف عمل می‌کنند، مقررات برای حفظ ماهی‌گیری پایدار ممکن است به اندازه کافی اجرا نشود و منجر به بهره‌برداری گروه‌های قدرتمند از منابع دریایی شود. بنابراین، نابرابری درآمد ممکن است بر مدیریت شیلات و سیاست‌های زیست‌محیطی تأثیر منفی بگذارد و FGF را افزایش دهد.

دهه ۱۹۸۰ در گزارش «طرحی برای اقتصاد سبز»^۱ معرفی و توسط پیرس، مارکاندیا و باربیر^۲ (۲۰۱۳) منتشر شد. مفهوم اقتصاد سبز به‌عنوان پاسخی به صنعتی‌شدن سریع، کاهش منابع طبیعی و تخریب محیط‌زیست سرچشمه گرفت [۸]. تأمین مالی سبز به‌عنوان تأمین مالی پایدار، تأمین مالی آب‌وهوا (اقلیم) و تأمین مالی زیست‌محیطی نیز شناخته می‌شود. GF شامل ابزارها، فعالیت‌ها و خدمات مالی مختلف با هدف حمایت از پروژه‌هایی است که اثرات منفی زیست‌محیطی را به حداقل می‌رساند و منجر به پایداری زیست‌محیطی می‌شود. علاوه بر این، تأمین مالی سبز سیاستی تعریف می‌شود که هدف آن هدایت سرمایه خصوصی به پروژه‌های دوست‌دار محیط‌زیست با ارائه خدمات مالی شامل «سهام سبز»^۳، اوراق قرضه، سهام، بیمه و اعطای وام برای ترویج انرژی پاک و سرمایه‌گذاری‌های سبز است [۹].

تأثیر پذیرش GF به روش‌های مختلفی نشان داده شده است. اول، GF حمایت مالی برای سازمان‌های نوآور سبز، آموزش کارکنان آن‌ها، خرید تجهیزات سبز و معرفی فن‌آوری‌های جدید کارآمد از نظر زیست‌محیطی را فراهم می‌کند. دوم، GF توسط پروژه‌های مختلف می‌تواند به دینفعان (سازمان‌ها/ دولت‌ها/ قانون‌گذاران) کمک کند تا هزینه‌های تحقیق و توسعه را در موضوعات مرتبط با محیط‌زیست افزایش و ریسک مربوط به سیاست‌های سبز را کاهش دهند. در نهایت، سیاست‌های سبز هزینه‌های بالاتری نسبت به شیوه‌های سنتی دارند و GF می‌تواند به سازمان کمک کند تا این هزینه را بدون مواجهه با موانع مالی عمده تأمین کند. بنابراین، رشد اقتصادی پرورش‌یافته با تأمین مالی سبز می‌تواند تا حد زیادی سیاست‌های سبز را تقویت کند و تخریب محیط‌زیست را در ابعاد مختلف آن مانند دریا را کاهش دهد [۱۰].

۱-۲ نابرابری درآمد و محیط‌زیست
به‌طور کلی و بر اساس مطالعه تجربی عذار و ایوب‌اوغلو^۴ (۲۰۲۵) [۴]، نابرابری درآمد از طریق چهار کانال که در شکل ۱ نیز نشان داده شده است، می‌تواند به کاهش و تخریب کیفیت محیط‌زیست دریایی منجر گردد که در ادامه این بخش به تشریح اجمالی این کانال‌ها پرداخته می‌شود.
اولین مکانیسم ریشه در موضوع «نگرانی/اضطراب‌های اقتصادی» دارد. این مکانیسم نشان می‌دهد که ناامنی اقتصادی ناشی از نابرابری درآمد ممکن است بر ردپای زمین‌های ماهی‌گیری^۵ (FGF) تأثیر بگذارد. نابرابری درآمد عاملی است که امنیت اقتصادی جوامع کم درآمد را تهدید می‌کند. چنین نگرانی‌هایی می‌تواند افراد را به سمت استراتژی‌های بقای کوتاه‌مدت سوق دهد [۱۱]. به‌ویژه در مناطق ساحلی، جوامع فقیر ممکن است به بهره‌برداری

^۴ Uzar & Eyuboglu^۵ Fishing Grounds Footprint (FGF)^۱ Blueprint for a Green Economy^۲ Pearce, Markandya & Barbier^۳ Green Equity



شکل ۱: کانال‌های اثرگذاری نابرابری درآمد بر کیفیت محیط‌زیست دریایی منبع: عذار و ایوب‌اوغلو [۴]

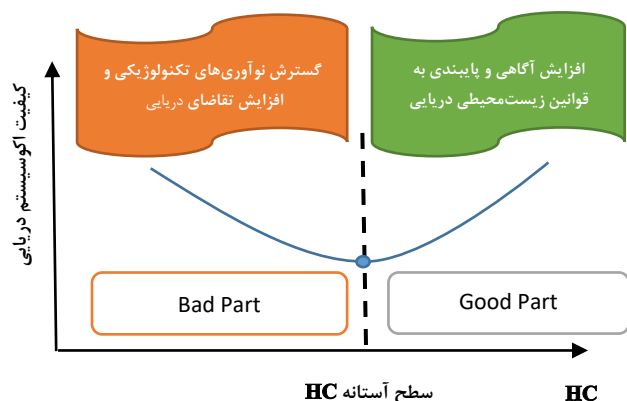
و بی‌ثباتی می‌تواند منافع کوتاه‌مدت را در اولویت قرار دهد و بر سرمایه‌گذاری در فناوری‌های مرتبط با ماهی‌گیری تأثیر منفی بگذارد. ناتوانی در ادغام فناوری‌های پایدار در فعالیت‌های ماهی‌گیری، اکوسیستم‌های دریایی را تحت فشار قرار می‌دهد و FGF و تخریب محیط دریایی را افزایش خواهد داد [۴].

۳-۱ سرمایه انسانی (HC) و کیفیت محیط‌زیست
 اخیراً، محققان به‌طور فزاینده‌ای بر سرمایه انسانی به‌عنوان یک عامل کاهش‌دهنده بالقوه تخریب محیط‌زیست در برابر تأثیرات منفی زیست‌محیطی رشد جمعیت تمرکز کرده‌اند و تأثیر مثبت آن را بر شرایط محیطی برجسته می‌کنند. با افزایش سطح سرمایه انسانی، آگاهی زیست‌محیطی و پایبندی به قوانین زیست‌محیطی نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر این، سطوح بالاتر سرمایه انسانی می‌تواند انتقال انرژی را تسهیل کرده و استفاده کارآمد از انرژی را ارتقا دهد؛ زیرا افراد تحصیل‌کرده تمایل به مسئولیت‌پذیری بیشتری نسبت به محیط‌زیست نشان می‌دهند [۷، ۱۹]. در مقابل استدلال می‌شود که توسعه سرمایه انسانی ممکن است تخریب محیط‌زیست را بدتر کند؛ زیرا نوآوری‌های تکنولوژیکی و تحقیق و توسعه را تشدید می‌کند و منجر به افزایش تقاضا برای انرژی و منابع طبیعی می‌شود که در نهایت به افزایش انتشار کربن و در نتیجه بدتر شدن کیفیت محیط‌زیست می‌انجامد [۲۰]. با ترکیب دو رویکرد فوق می‌توان یک رابطه غیرخطی و U شکل (U شکل معکوس) نیز بین سرمایه انسانی و کیفیت (تخریب) محیط‌زیست در نظر گرفت؛ به این صورت که در سطوح نسبتاً HC، سرمایه انسانی بر کیفیت محیط‌زیست، اثر منفی و در سطح نسبتاً بالا، تأثیر مثبت بر آن دارد.

کانال سوم اثرگذاری نابرابری درآمد بر FGF از طریق «کاهش آگاهی اجتماعی و زیست‌محیطی» ایجاد می‌شود. نابرابری درآمد ممکن است آگاهی زیست‌محیطی را کاهش دهد و بر شیوه‌های ماهی‌گیری پایدار تأثیر منفی بگذارد. تفاوت در دسترسی به آموزش و آگاهی زیست‌محیطی می‌تواند گروه‌های کم‌درآمد را به نادیده‌گرفتن پایداری زیست‌محیطی به نفع دستاوردهای اقتصادی کوتاه‌مدت سوق دهد. به‌عنوان مثال، اینگلههارت^۱ (۱۹۹۰) گزارش می‌دهد که حفاظت از محیط‌زیست دارای کشتش درآمد بالایی است و با ثروتمندتر شدن جوامع، آگاهی زیست‌محیطی و تقاضا برای حفاظت از محیط‌زیست افزایش می‌یابد [۱۶]. علاوه بر این، نابرابری درآمد می‌تواند اختلاف اجتماعی ایجاد کند و مقاومت در برابر مقررات زیست‌محیطی را تقویت کند. این پویایی می‌تواند باعث شود ماهی‌گیران فقیر مقررات زیست‌محیطی را مغایر با منافع خود بدانند و در نتیجه انطباق را کاهش دهند [۱۷]. این پویایی‌ها و ضعف‌ها در مدیریت شیلات ممکن است به استفاده بیش از حد از منابع دریایی و در نتیجه افزایش FGF کمک کند [۴].

کانال چهارم معتقد است که نابرابری درآمد می‌تواند با «عدم دسترسی به سرمایه‌گذاری و فناوری» بر FGF تأثیر بگذارد. ظرفیت مالی برای دسترسی به فناوری‌های مدرن لازم برای ماهی‌گیری پایدار بسیار مهم است. محدودیت‌های مالی ناشی از نابرابری درآمد موانعی را برای دسترسی به فناوری‌ها و سرمایه‌گذاری‌های ماهی‌گیری پایدار ایجاد می‌کند. ماهی‌گیران کم‌درآمد ممکن است برای دستیابی به فناوری‌های ماهی‌گیری مدرن و سازگار با محیط‌زیست تلاش کنند. در همان زمان، نابرابری درآمد ممکن است سرمایه‌گذاری در شیوه‌های ماهی‌گیری پایدار و سازگار با محیط‌زیست را محدود کند [۱۸]. از بین رفتن چشم‌اندازهای بلندمدت به دلیل نابرابری

¹ Inglehar



شکل ۲: رابطه غیرخطی بین سرمایه انسانی و کیفیت محیط زیست دریایی
منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۱ منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FGLCC)

در سال‌های اخیر به دلیل تغییرات اقلیمی و نگرانی‌های مربوط به گرم شدن زمین، توجه روزافزونی به آلودگی محیط زیست و اثرات اقتصادی آن شده است. یکی از رویکردهای برجسته در این زمینه، فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس^۸ (EKC) است که یک رابطه U شکل معکوس بین شاخص‌های تخریب محیطی مانند ردپای اکولوژیکی^۹ (EF) و انتشار CO₂ و رشد اقتصادی را پیشنهاد می‌کند. فرضیه EKC، که با عنوان «اکنون رشد، بعداً تمیزی» نیز شناخته می‌شود معتقد است که آلودگی محیط زیست در مراحل اولیه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و سپس با رسیدن آلودگی به سطح اوج خود، با افزایش رشد اقتصادی کاهش می‌یابد [۲۷]. به عبارت دیگر، EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست به شکل U معکوس می‌باشد. فرم EKC کلاسیک بیان‌گر آمیزه‌ای از سه ارتباط عمده بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیط زیست می‌باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک) [۲۸]. همان‌طور که در شکل ۳ نشان داده شده است، مرحله پیش از صنعتی شدن اقتصاد با سطوح پایین درآمد هم برای دولت و هم برای شهروندان مشخص می‌شود که عمدتاً به دلیل بازده اقتصادی محدود ناشی از کشاورزی است. با این حال، با شروع صنعتی شدن و دور شدن اقتصاد از بخش کشاورزی، کشورها وارد مرحله رشد سریع اقتصادی می‌شود که ناشی از افزایش تولید و مصرف صنعتی است. این رشد اغلب منجر به افزایش سطح آلودگی و استرس محیطی به دلیل افزایش مصرف انرژی و استخراج منابع می‌شود. این پدیده معمولاً به عنوان اثر مقیاس شناخته می‌شود که در آن فعالیت‌های اقتصادی گسترش می‌یابد. با افزایش سطح درآمد و پیشرفت اقتصادی، کشورها وارد مرحله‌ای می‌شوند که به عنوان مرحله اثر ترکیب و تکنیک شناخته می‌شود و از نظر زیست محیطی آگاه‌تر و فعال‌تر می‌شوند.

در زمینه رابطه سرمایه انسانی و کیفیت محیط زیست دریایی، به طور کلی مبانی نظری و مطالعات تجربی حاکی از آن است که سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر اکوسیستم دریایی دارد. سطوح بالاتر آموزش منجر به افزایش آگاهی فردی از تهدیدات محیطی و احساس قوی‌تر از نیاز به حفظ منابع طبیعی و دریایی می‌شود [۶]. ژو و همکاران^۱ (۲۰۱۲) نشان دادند که آموزش در میان افراد چینی منجر به افزایش تمایل به انتخاب غذاهای دریایی با برچسب اکو برای حمایت از پایداری گونه‌های دریایی شده است [۲۱]. علاوه بر این، دشا و همکاران^۲ (۲۰۱۵) استدلال کردند که آموزش و مهارت‌های سرمایه انسانی منجر به احترام بیشتر به قوانین زیست محیطی می‌شود [۲۲]. از لحاظ تاریخی، برخی از کشورها بر این رابطه مثبت تمرکز کرده‌اند تا با تقویت عامل انسانی، منافع خود را به حداکثر برسانند و از منابع دریایی نیز محافظت کنند. به عنوان مثال می‌توان به «برنامه کمک هزینه دریایی»^۳ در ایالات متحده (مایلو و کرودر^۴، ۱۹۸۳ [۲۳])، ماهی‌گیران به عنوان دانشمندان در نروژ (ندریاس و همکاران^۵، ۲۰۰۶ [۲۴])، و معیشت پایدار ماهی‌گیری در فیلیپین (تولنتینو-زوندروان و زوندروان^۶، ۲۰۲۲ [۲۵]) اشاره کرد. این ابتکارات بر اهمیت و نقش سرمایه انسانی در کمک به پایداری محیط زیست و حفظ منابع دریایی تأکید می‌کند. البته همان‌طور که یلدریم و همکاران^۷ (۲۰۲۲) [۲۶] بیان می‌کنند ممکن است که در سطوح سرمایه انسانی کم، افزایش سرمایه انسانی با گسترش نوآوری‌های تکنولوژیکی و تحقیق و توسعه منجر به افزایش تقاضا برای منابع دریایی شود (قسمت بد نمودار) و تأثیر مثبتی (منفی) بر ردپای ماهی‌گیری (کیفیت اکوسیستم دریایی) داشته باشد. اما در سطوح سرمایه انسانی بالا، افزایش سرمایه انسانی، ردپای ماهی‌گیری را کاهش می‌دهد (قسمت خوب نمودار). به عبارت دیگر، پس از عبور از یک سطح آستانه خاص از سرمایه انسانی، آموزش بیشتر، فناوری‌های سازگار با محیط زیست دریایی را تشویق می‌کند و میزان تخریب آن را کاهش می‌دهد. تشریح گرافیکی این موضوع در شکل ۲ نشان داده شده است.

⁶ Tolentino-Zondervan & Zondervan

⁷ Yıldırım et al.

⁸ Environmental Kuznets Curve (EKC)

⁹ Ecological Footprint

¹ Xu et al.

² Desha et al.

³ Sea Grant Program

⁴ Miloy & Crowder

⁵ Nedreaas et al.

به U تبدیل می‌کند. محققانی نظیر آیاد (۲۰۲۳) [۶] و پاتا و همکاران^۲ (۲۰۲۳) [۳۱] نام این فرضیه جدید را «فرضیه منحنی ظرفیت بار بسترهای (زمین‌های) ماهی‌گیری (صید)» (FGLCC) نامیده‌اند.

۲. پیشینه پژوهش

یلدیریم و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان «رابطه بین توسعه انسانی و ردپای ماهی‌گیری در بین کشورهای مدیترانه‌ای» به بررسی تأثیر غیرخطی سرمایه انسانی بر ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (FGEF) در ۱۰ کشور مدیترانه‌ای طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۸ پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی^۳ (PMG) نشان می‌دهد که در سطح سرمایه انسانی نسبتاً پایین، سرمایه انسانی بر پایداری صید، اثر منفی و در سطح نسبتاً بالا، تأثیر مثبت بر پایداری صید دارد. به عبارت دیگر، بین سرمایه انسانی و FGEF یک رابطه به شکل U معکوس در کشورهای مورد مطالعه وجود دارد [۱۲]. یلانچی و همکاران^۴ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان «آیا منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با ردپای ماهی‌گیری مرتبط است؟ شواهدی از چین» به آزمون اعتبار فرضیه EKC در چین با استفاده از ردپای زمین‌های ماهی‌گیری (FGF) به عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست دریایی از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۵ (ARDL) شواهدی برای اعتبار EKC در بلندمدت ارائه می‌دهد [۳۲]. کریمی و همکاران^۶ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر شاخص آزادی اقتصادی بر ردپای زمین‌های ماهی‌گیری در چارچوب منحنی کوزنتس زیست‌محیطی از طریق تکنیک اقتصادسنجی فضایی: شواهدی از کشورهای آسیا و اقیانوسیه» با استفاده از مجموعه داده‌های ۱۷ کشور منطقه آسیا-اقیانوسیه بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷، نشان داده‌اند که تأثیر جمعی مؤلفه‌های آزادی اقتصادی در قالب شاخص آزادی اقتصادی کل بر ردپای ماهی‌گیری، مثبت است و منجر به افزایش برداشت از منابع ماهی‌گیری می‌شود [۳۳]. آیاد (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری در کشورهای G7: ارزیابی تأثیر سرمایه انسانی و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر»، با به کارگیری برآوردگر PMG، وجود منحنی ظرفیت بار بسترهای ماهی‌گیری (FGLCC) را تأیید کرده است. علاوه بر این، انرژی‌های تجدیدپذیر و سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنادار و جمعیت و مصرف انرژی سرانه اثر منفی بر ضریب ظرفیت بار بسترهای ماهی‌گیری (FGLCF) در کشورهای G7 طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ داشته است [۶]. پاتا و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «پیشنهاد منحنی ظرفیت بار ماهی‌گیری و آزمون اعتبار آن: شواهدی از ۲۰ کشور برتر با بالاترین تولید شیلات با رویکردهای داده‌های تابلویی»، با به کارگیری روش میانگین گروهی با اثرات همبسته مشترک^۷ (CCEMG) نشان داده‌اند

در طول این مرحله، جوامع با پذیرش فزاینده فناوری‌های پاک‌تر، سرمایه‌گذاری در منابع انرژی تجدیدپذیر، اجرای مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تر و ترویج فعال شیوه‌های پایدار، دستخوش تحول قابل توجهی می‌شوند. در نتیجه این تلاش‌های هماهنگ، رشد اقتصادی کمتر به صنایع نیازمند منابع وابسته می‌شود و منجر به جدایی تدریجی بین توسعه اقتصادی و تخریب محیط‌زیست می‌شود [۶].

در حین آزمایش اعتبار فرضیه EKC و با عوامل مؤثر بر تخریب محیط‌زیست، استفاده از یکی از مؤلفه‌های ردپای اکولوژیکی ممکن است سهم منحصر به فردی را به ادبیات موجود اضافه کند [۲۷]. از طرفی، هر دو روابط سنتی و مبتنی بر EF توسط زیست‌شناسان و دانشمندان محیط‌زیست مورد انتقاد قرار گرفته‌اند؛ زیرا شکل منحنی EKC معمولی بر این فرض استوار است که آلودگی محیطی، تجمعی نیست یا می‌توان اثرات آن را معکوس کرد؛ در حالی که در واقعیت، آلودگی محیطی ناشی از انتشار CO₂، تجمعی است و از بین رفتن تنوع زیستی، غیرقابل برگشت می‌باشد [۲۹]. با این حال، در مورد شیلات، پویایی فرضیه سنتی EKC ممکن است معتبر باشد؛ زیرا اگر نرخ بهره‌برداری به‌طور قابل توجهی کاهش یابد و فراوانی جمعیت شیلات در سطحی باقی بماند که بتواند «اثر آلی»^۱ را القا کند، می‌توان ذخایر تخلیه‌شده را بازیابی کرد. این موضوع به نوبه خود، شیلات را به کاندیدای مناسب‌تری برای اندازه‌گیری تخریب محیط‌زیست تبدیل می‌کند که می‌تواند برای آزمایش تجربی صحت فرضیه EKC مورد استفاده قرار گیرد [۳۰].

بیشتر مطالعات تجربی در زمینه بررسی EKC دریایی از ردپای زمین‌های ماهی‌گیری (FGF) به عنوان شاخص تخریب اکوسیستم دریایی استفاده کرده‌اند. FGF محاسبه‌کننده مناطق دریایی و آب شیرین مورد نیاز برای پاسخ‌گویی به تقاضای ماهی و غذاهای دریایی است [۲۶]. گرچه تجزیه و تحلیل ردپای زمین‌های ماهی‌گیری نیز به دلیل نقش فشار فعالیت‌های انسانی بر تخریب محیط‌زیست دریایی توجه تحقیقات قابل توجهی را در سال‌های اخیر به خود جلب کرده است؛ اما، انواع شاخص‌های ردپای اکولوژیکی اثر فعالیت‌های انسانی را بر تخریب محیط‌زیست اندازه‌گیری می‌کنند و واکنش طبیعت به این تخریب را در نظر نمی‌گیرد. در راستای رفع این محدودیت، شاخص جدید و جامع ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCF) معرفی شده است که با تقسیم ظرفیت زیستی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود. FGLCF با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت زیستی بسترهای صید و ردپای اکولوژیکی بسترهای صید، معیار پایداری زیست‌محیطی دقیق‌تر و جامع‌تری در زمینه صید پایدار ارائه می‌دهد. از آنجا که FGLCF بر خلاف شاخص‌های سنتی تخریب محیط‌زیست دریایی مانند FGF، یک شاخص مستقیم از کیفیت محیط‌زیست دریایی است، شکل EKC را در صورت تأیید از حالت U معکوس

³ Pooled Mean Group (PMG)

⁴ Yilanci et al.

⁵ Autoregressive Distributed lag (ARDL)

⁶ Karimi et al.

⁷ Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG)

¹ Allee Effect

این پدیده هنگامی رخ می‌دهد که کاهش نرخ رشد جمعیت با کاهش نرخ زایایی هم‌سو شود. این پدیده به‌صورت طبیعی در یک جمعیت رخ نمی‌دهد؛ بلکه زمانی که جمعیت تحت فشار باشد و به‌ویژه با دخالت‌های انسان در محیط‌زیست طبیعی رخ می‌دهد.

² Pata et al.

اساسی در تأثیر FDI از تخریب محیط زیست به بهبود (فرضیه هاله آلودگی⁶) است (رابطه U شکل) [۳۵]. تنگ و همکاران (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان «پیوند سواحل: استفاده از تأمین مالی سبز، جهانی‌شدن مالی و سرمایه انسانی برای محیطی پاک‌تر در اکوسیستم‌های دریایی G-20 با استفاده از نظریه منحنی ظرفیت زمین ماهی‌گیری» با استفاده از روش‌های پیشرفته اقتصادسنجی و برآوردگر رگرسیون کوانتایل گشتاوری^۷ (MMQR) حاکی از تأیید فرضیه FGLCC، اثر منفی تأمین مالی سبز، آزادسازی تجاری و جمعیت و اثر مثبت سرمایه انسانی بر FGLCF در تمام کوانتایل‌ها بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ است [۷]. سولارین و همکاران^۸ (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر تولید شیلات تجمیعی (کل) و تفکیکی و ماهی‌گیران دارای مجوز بر ردپای زمین‌های ماهی‌گیری: یک تحلیل سری‌زمانی»، نشان می‌دهند که طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸، کل تولید شیلات و اجزای آن (تولید صید دریایی و تولید آبزی‌پروری) باعث افزایش FGF شده است. همچنین، افزایش کل ماهی‌گیران دارای مجوز و ماهی‌گیران خارجی، منجر به افزایش FGF می‌شود [۳۶]. عذار و ایوب‌اوغلو (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای با عنوان «نقش نابرابری درآمد در شکل‌گیری ردپای زمین ماهی‌گیری در اندونزی: بینش‌هایی از رویکرد ARDL تعمیم‌یافته فوریه»، با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۲ نشان می‌دهند که یک رابطه مثبت بین نابرابری درآمد و FGF در اندونزی وجود دارد. علاوه بر این، توسعه مالی، رشد اقتصادی و شهرنشینی FGF را افزایش می‌دهند [۴]. ویلانتنکودات و پال^۹ (۲۰۲۵) در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی تأثیر نسبی تولید ماهی داخلی (درون‌مرزی) و دریایی بر ضریب ظرفیت بار ماهی‌گیری: بینشی برای مدیریت پایدار شیلات»، با استفاده از دو رویکرد ARDL پویای شبیه‌سازی شده^{۱۰} و آزمون هم‌انباشتگی باند ARDL و داده‌های سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲، نشان می‌دهند که تولید ماهی داخلی باعث بهبود FGLCF در بلندمدت می‌شود. در مقابل، تولید ماهی دریایی، FLCF را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش می‌دهد [۳۷].

روش‌شناسی

۱. مدل پژوهش

هدف اصلی این پژوهش بررسی نقش تأمین مالی (مالیه) سبز (GF)، نابرابری درآمد (INI) و سرمایه انسانی (HC) بر سطح کیفیت محیط اکوسیستم‌های دریایی مهم‌ترین کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده شیلات در چارچوب فرضیه منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FGLCC) است. بر این اساس، فرم تبعی مدل اولیه این پژوهش به صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$FGLCF = f(GF, INI, HC, \vec{X}) \quad (1)$$

که هر دو فرضیه EKC و FLCC تأیید می‌شوند. همچنین، تولید شیلات بر کیفیت مناطق ماهی‌گیری تأثیر منفی می‌گذارد و ترافیک کانتینری در بندر تأثیری بر ظرفیت بار ماهی‌گیری ندارد [۳۱].

یلانچی و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان «پناهگاه آلودگی یا هاله آلودگی در رد پای ماهی‌گیری: شواهدی از اندونزی»، فرضیه هاله/پناهگاه آلودگی و اعتبار فرضیه EKC را در اندونزی با در نظر گرفتن ردپای ماهی‌گیری (FF) به عنوان شاخص تخریب محیط زیست طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۷۶ آزمون کرده‌اند. نتایج این پژوهش با به کارگیری آزمون هم‌گرایی باند ARDL شواهدی از اعتبار فرضیه EKC و همچنین فرضیه هاله آلودگی ارائه می‌کند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت در بخش شیلات اثر منفی بر FF دارد [۲۷]. امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل تعیین‌کننده ردپای زمین‌های ماهی‌گیری: شواهدی از مدل دوربین فضایی پویا^{۱۱} نشان داده‌اند که طی سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۲۱، وابستگی فضایی مثبت و معنی‌داری در FGF وجود دارد و فرضیه EKC در کوتاه‌مدت و بلندمدت معتبر است. همچنین، FGF به طور منفی تحت تأثیر ظرفیت زیستی و شهرنشینی در کشورهای همسایه است؛ در حالی که متغیر جمعیت به طور مستقیم FGF را افزایش می‌دهد [۵]. ویراجینگ و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رابطه مالیات زیست‌محیطی و ردپای ماهی‌گیری: مورد صنعت ماهی‌گیری آفریقا» با استفاده از رویکرد رگرسیون چندکی متغیرهای ابزاری ملایم^{۱۲}، نشان می‌دهند که مالیات زیست‌محیطی طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸، ردپای ماهی‌گیری را در مناطق ماهی‌گیری آفریقا تا کوانتایل ۷۵th کاهش می‌دهد. همچنین، تأثیرات کاهش‌دهنده سخت‌گیری مالیات زیست‌محیطی فقط در گروه‌های ساحلی و با درآمد متوسط به ترتیب تا کوانتایل‌های ۹۰th و ۵۰th مشهود است [۳]. پاتا و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی تأثیر دموکراسی، توسعه مالی و مصرف محصولات شیلاتی بر زمین‌های ماهی‌گیری: مطالعه موردی برای مالزی» نشان داده است که طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸، EKC برای ردپای ماهی‌گیری معتبر نیست. و مصرف محصولات شیلاتی و رشد اقتصادی، ردپای ماهی‌گیری را افزایش داده است. همچنین، توسعه مالی، ردپای ماهی‌گیری را کاهش داده است و دموکراسی هیچ تأثیری بر ردپای ماهی‌گیری ندارد [۳۴].

آیاد و لفیل^{۱۳} (۲۰۲۴) در مقاله‌ای با عنوان «پرده‌برداری از بینش‌های جدید در مورد اکوسیستم دریایی چین: کاوش در منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری»، با به کارگیری رویکرد ARDL فوریه^{۱۴} (FARDL)، نشان داده‌اند که فرضیه FGLCC در طول سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۹ تأیید می‌شود. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در ابتدا شرایط دریایی را بدتر می‌کند (تأیید فرضیه پناهگاه (لنگرگاه) آلودگی^{۱۵}) تا زمانی که به یک سطح آستانه خاصی برسد که نشان‌دهنده یک تغییر

⁶ Pollution Halo Hypothesis

⁷ Method of Moments Quantile Regression (MMQR)

⁸ Solarin et al.

⁹ Villanthenkodath & Pal

¹⁰ Dynamic Auto-Regressive Distributed Lag (DYNARDL) Simulations

¹¹ Dynamic spatial Durbin model

¹² Smoothed Instrumental-Variables Quantile Regression Approach

¹³ Ayad & Lefile

¹⁴ Fourier ARDL (FARDL)

¹⁵ Pollution Haven Hypothesis

$$\Phi_1 > 0, \Phi_2 < 0, \Phi_3 < 0, \Phi_4 > 0, \Phi_5 < 0, \Phi_6 < 0, \Phi_7 > 0, \Phi_8 < 0$$

در رابطه (۴)، متغیرهای مستقل مدل به صورت زیر تعریف شده اند: GF: شاخص تأمین مالی سبز؛ در این پژوهش به پیروی از مطالعات تجربی اگوو و همکاران^۳ (۲۰۲۵) [۳۹] و علی و همکاران (۲۰۲۵) [۹] از میزان جریان های مالی بین المللی به کشورهای در حال توسعه برای حمایت از تحقیق و توسعه انرژی پاک و تولید انرژی های تجدیدپذیر، از جمله در سیستم های هیبریدی (بر حسب میلیون دلار آمریکا و به قیمت های ثابت سال ۲۰۲۱) به عنوان شاخص تأمین مالی سبز استفاده شده است. INI: ضریب جینی به عنوان شاخص اندازه گیری نابرابری درآمد (بر حسب درصد)؛ به طور معمول از شاخص ضریب جینی برای سنجش نابرابری اقتصادی استفاده می شود. این شاخص، توزیع درآمد یا به عبارتی توزیع ثروت در میان یک جمعیت را بررسی می کند. ضریب جینی اعدادی بین صفر تا ۱ را به خود می گیرد که عدد صفر (یا ۰ درصد) نشان دهنده برابری کامل و عدد ۱ (یا ۱۰۰ درصد) نشان دهنده نابرابری مطلق است.

HC: شاخص سرمایه انسانی؛ این شاخص از جدول جهانی پن^۴ (PWT) (نسخه ۱۰) که توسط مرکز اطلاعات بین المللی دانشگاه کالیفرنیا به صورت سالیانه منتشر می شود و بر اساس پیشرفت سال های تحصیل مورد محاسبه قرار گرفته، استخراج شده است. در صورت تأیید فرضیه اثرگذاری غیرخطی HC، انتظار بر آنست که ضرایب برآوردی این متغیر و مجذور آن، معنی دار و به ترتیب منفی و مثبت باشد؛ یعنی: $\Phi_3 < 0, \Phi_4 > 0$. در این حالت حد آستانه HC که پس از آن با افزایش سرمایه انسانی، کیفیت محیط زیست دریایی افزایش می یابد از طریق رابطه (۵) محاسبه می شود:

$$HC^* = \exp\left(-\frac{\Phi_3}{2\Phi_4}\right) \quad (۵)$$

POP: جمعیت کل (بر حسب نفر)؛ EG: تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به عنوان شاخص اندازه گیری درآمد سرانه و رشد اقتصادی؛ در صورت عدم رد فرضیه FGLCC انتظار بر آنست که ضرایب برآوردی این متغیر و مجذور آن، معنی دار و به ترتیب منفی و مثبت باشد؛ یعنی: $\Phi_6 < 0, \Phi_7 > 0$. در این حالت نقطه بازگشت (مینیمم) منحنی FGLCC از طریق رابطه (۶) محاسبه می شود:

$$EG^* = \exp\left(-\frac{\Phi_6}{2\Phi_7}\right) \quad (۶)$$

FP: کل تولید شیلات (بر حسب متریک تن). همچنین، $\hat{a}$ نشان دهنده ۹ کشور آسیایی در حال توسعه ($i=1, \dots, 9$) که در فهرست مهم ترین

در رابطه (۱)، FGLCF به ضریب ظرفیت بار زمین های ماهی گیری اشاره دارد که با تقسیم ظرفیت زیستی زمین های ماهی گیری در سمت عرضه اکوسیستم (FGBIO) (به صورت سرانه و بر حسب هکتارهای جهانی) بر رد پای اکولوژیکی زمین های ماهی گیری (FGEF) (به صورت سرانه و بر حسب هکتارهای جهانی) در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می شود. در شاخص FGLCF، حد آستانه پایداری، عدد «یک» است که نشان می دهد وضعیت اکوسیستم دریایی یک کشور/منطقه زمانی که FGLCF کمتر از عدد یک باشد، ناپایدار است و زمانی که مقدار آن از عدد «یک» فراتر رود، پایدار است. $X \rightarrow$ بردار سایر متغیرهای مؤثر بر محیط اکوسیستم های دریایی (متغیرهای کنترل) است که بر اساس مدل «تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری»^۱ (STIRPAT) و بررسی اهم مطالعات تجربی مطرح شده در زمینه موضوع پژوهش، تعیین می شوند.

مدل STIRPAT با گنجانیدن جزء تصادفی و رفع محدودیت رابطه تناسبی بین متغیرها در مدل IPAT که توسط ارلیچ و هولدرن^۲ (۱۹۷۱) [۳۸] در بررسی تأثیر فعالیت های انسانی بر کیفیت محیط زیست ارائه شده است، عملکرد آن را بهبود می بخشد. مدل IPAT یک معادله حسابداری استاندارد است که در بررسی اثرات زیست محیطی (I) از طریق سه عامل متمایز جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) استفاده می شود. معادله رابطه (۲) می تواند شکل مدل STIRPAT را نشان دهد:

$$I = \emptyset P^{\Phi_1} A^{\Phi_2} T^{\Phi_3} \epsilon \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، $\emptyset$ عبارت ثابت، Φ_1, Φ_2, Φ_3 پارامترهای PAT و ϵ باقیمانده مدل (جزء خطای تصادفی) است. بر اساس این مدل، متغیرهای جمعیت کل (POP)، GDP سرانه (شاخص ثروت و رشد اقتصادی) (EG) و مجذور آن (EG²) در راستای بررسی فرضیه FGLCC و همچنین بر اساس مطالعات تجربی پاتا و همکاران (۲۰۲۳، ۲۰۲۴) [۳۴، ۳۱] و ویلانتنکودات و پال (۲۰۲۵) [۳۷] متغیر تولید شیلات (FG) به عنوان متغیرهای کنترل به مدل اضافه شده اند. بر این اساس، فرم تبعی مدل نهایی این پژوهش به صورت رابطه (۳) می باشد:

$$FGLCF = f\left(\underbrace{\overbrace{GF, INI, HC, HC^2}^{\text{متغیرهای مستقل}}}_{\text{فرضیه اثرگذاری غیرخطی HC}}, \underbrace{\overbrace{POP, EG, EG^2, FP}^{\text{متغیرهای کنترل}}}_{\text{فرضیه FGLCC}}\right) \quad (۳)$$

با تبدیل رابطه (۳) به فرم جمع پذیر در قالب یک مدل پانل دیتا و بازنویسی آن به شکل رگرسیون لگاریتمی (به منظور برآورد کشش های مربوط به هر یک از پارامترها) خواهیم داشت:

$$\ln FGLCF_{it} = \Phi_0 + \Phi_1 \ln GF_{it} + \Phi_2 \ln INI_{it} + \Phi_3 \ln HC_{it} + \Phi_4 \ln HC_{it}^2 + \Phi_5 \ln POP_{it} + \Phi_6 \ln EG_{it} + \Phi_7 \ln EG_{it}^2 + \Phi_8 \ln FP_{it} + \epsilon_{it} \quad (۴)$$

³ Ogwu et al.⁴ Penn World Table (PWT)¹ Stochastic Impact of Regression on Population, Affluence, and Technology (STIRPAT)² Ehrlich & Holdren

تولیدکنندگان ماهی در جهان قرار دارند^۱ (شامل کشورهای: چین، اندونزی، هند، ویتنام، بنگلادش، فیلیپین، تایلند، مالزی و ایران)، نشان دهنده بازه‌ی زمانی پژوهش (۲۰۲۲-۲۰۰۴) و E_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است. دلیل انتخاب این بازه‌ی زمانی آنست که داده‌های آماری HC کشورها از سال ۲۰۰۴ در دسترس می‌باشد. در جدول (۱) نیز به‌طور خلاصه، متغیرها، نماد، واحد و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها به‌همراه منبع جمع‌آوری داده‌ها و علامت انتظاری هر متغیر نشان داده شده است.

جدول ۱: متغیرها و منابع داده‌ها

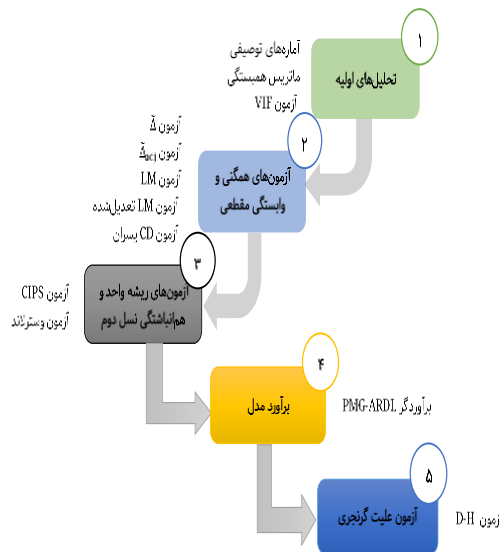
متغیر	نماد	شاخص و نحوه اندازه‌گیری	شاخص برای نمونه مطالعاتی که از این اندازه‌گیری متغیر استفاده کردند.	منبع	علامت انتظاری
کیفیت محیط اکوسیستم‌های دریایی	LCF	ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری: نسبت ظرفیت زیستی زمین‌های ماهی‌گیری (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	Ayad (2023) [6]; Pata et al. (2023) [31]; Teng et al. (2024) [7]	GFN	متغیر وابسته
نابرابری درآمد	INI	ضریب جینی (۱۰۰-۰)	Ansari Samani et al. (2024) [40]; Uzar & Eyuboglu (2025) [4]	SWIID	-
تأمین مالی سبز	GF	میزان جریان‌های مالی بین‌المللی به کشورهای در حال توسعه برای حمایت از تحقیق و توسعه انرژی پاک و تولید انرژی‌های تجدیدپذیر، از جمله در سیستم‌های هیبریدی (بر حسب میلیون دلار آمریکا و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۲۱)	Ogwu et al. (2025) [39]; Ali et al. (2025) [9]	OWID	+
سرمایه انسانی	HC	پیشرفت سال‌های تحصیل	Yıldırım et al. (2022) [12]; Ayad (2023) [6]; Teng et al. (2024) [7]	نسخه ۱۰ PWT	+
رشد اقتصادی	EG	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	Ayad (2023) [6]; Pata et al. (2023) [31]; Teng et al. (2024) [7]	WDI	+/-
جمعیت	POP	جمعیت کل (بر حسب نفر)	Ayad (2023) [6]; Aminizadeh et al. (2024) [5]; Teng et al. (2024) [7]	WDI	-
تولید شیلات	FP	کل تولید شیلات (بر حسب متریک تن)	Yilanci et al. (2022) [32], Pata et al. (2023, 2024) [31, 34]; Villanthenkodath & Pal (2025) [37]	WDI	-

^۱ شلیان ذکر است که کشور می‌انمار نیز می‌توانست در این لیست قرار داشته باشد که به‌دلیل فقدان دسترسی به داده‌های آماری، حذف شده است.

GFN: شبکه ردپای جهانی^۱؛ SWIID: پایگاه داده‌های جهانی استاندارد شده نابرابری درآمد^۲؛ OWID: جهان ما در داده‌ها^۳؛ PWT: جدول جهانی پن؛ WDI: شاخص‌های توسعه جهانی^۴

۲. روش پژوهش

در این پژوهش به منظور برآورد اثرات کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده کیفیت محیط اکوسیستم‌های دریایی از ترکیب برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی ارائه شده توسط پسران و همکاران^۵ (۱۹۹۹) [۴۰] 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 مسئله وابستگی مقطعی، واریانس ناهمسانی و ناهمگنی مواجه هستند، مدیریت شوند [۴۱]. مدل‌های پانل دیتای پویا را می‌توان به وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت^۶ (FE)، اثرات تصادفی^۷ (RE) و گشتاورهای تعمیم یافته^۸ (GMM) برآورد کرد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب برآوردی نیز، در صورت بزرگ بودن بازه زمانی منجر به نتایج گمراه کننده‌ای می‌شوند [۴۲]. در راستای رفع این محدودیت‌ها، پسران و همکاران (۱۹۹۹) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی (PMG) که امکان بررسی هم‌گرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. علت این نام‌گذاری آنست که این برآوردکننده هم شامل «تلفیق»^۹ و هم شامل «میانگین‌گیری»^{۱۰} است [۴۳]. در نهایت، تحلیل علیت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون علیت پانلی پیشنهاد شده توسط دومیترسکو و هورلین^{۱۱} (۲۰۱۲) [۴۴] که یک نسخه بهبود یافته از آزمون علیت گرنجری مرسوم برای پانل‌های ناهمگن است، انجام شده است. در شکل ۳ به طور خلاصه مراحل انجام برآوردهای تحقیق نشان داده است که در ادامه به طور خلاصه مورد بررسی قرار می‌گیرد.



شکل ۳: مراحل روش تحقیق

منبع: یافته‌های تحقیق

• **گام اول: تحلیل مقدماتی داده‌ها.** در گام نخست، آماره‌های توصیفی متغیرها، ماتریس ضریب همبستگی و مسئله هم خطی چندگانه بررسی می‌شود. • **گام دوم: آزمون‌های همگنی و وابستگی مقطعی.** گام دوم در داده‌های پانل، بحث ناهمگنی (عدم تجانس) و وابستگی مقطعی است. در نظر گرفتن فرض همگنی برای اعضای پانل در تحلیل رابطه بین متغیرها ممکن است منجر به نتایج گمراه کننده‌ای شود. بررسی ناهمگنی در داده‌های پانلی با استفاده از آزمون‌های ارائه شده توسط پسران و یاماگاتا^{۱۲} (۲۰۰۸) [۴۵] انجام می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون‌ها که به آزمون‌های دلتا (Δ) و دلتای تعدیل شده (Δ_{adj}) نیز شهرت دارند، 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 [۴۶]. همچنین، در این گام انجام آزمون «وابستگی مقطعی»^{۱۳} (CD) نیز بسیار مهم است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعی بین متغیرها استفاده از آزمون‌های معمول (نسل

¹ Global Footprint Network (GFN)

² Standardized World Income Inequality Database

³ Our World in Data (OWID)

⁴ Standardized World Income Inequality Database (SWIID)

⁵ Pesaran et al.

⁶ Fixed Effect (FE)

⁷ Random Effect (RE)

⁸ Generalized Method of Moments (GMM)

⁹ Pooling

¹⁰ Averaging

¹¹ Dumitrescu & Hurlin

¹² Pesaran & Yamagata

¹³ Cross-Sectional Dependence (CD)

$$\begin{aligned}
\Delta \ln FGLCF_{it} = & \psi_0 + \psi_{1i} \ln FGLCF_{it-1} + \psi_{2i} \ln GF_{it-1} \\
& + \psi_{3i} \ln INI_{it-1} + \psi_{4i} \ln HC_{it-1} \\
& + \psi_{5i} \ln HC_{it-1}^2 \\
& + \psi_{6i} \ln POP_{it-1} + \psi_{7i} \ln EG_{it-1} \\
& + \psi_{8i} \ln EG_{it-1}^2 + \psi_{9i} \ln FP_{it-1} \\
& + \sum_{j=1}^p \eta_{1ij} \Delta \ln FGLCF_{it-j} \\
& + \sum_{j=0}^q \eta_{2ij} \Delta \ln GF_{it-j} \\
& + \sum_{j=0}^s \eta_{3ij} \Delta \ln INI_{it-j} \\
& + \sum_{j=0}^t \eta_{4ij} \Delta \ln HC_{it-j} \\
& + \sum_{j=0}^u \eta_{5ij} \Delta \ln HC_{it-j}^2 \\
& + \sum_{j=0}^v \eta_{6ij} \Delta \ln POP_{it-j} \\
& + \sum_{j=0}^w \eta_{7ij} \Delta \ln EG_{it-j} \\
& + \sum_{j=0}^x \eta_{8ij} \Delta \ln EG_{it-j}^2 \\
& + \sum_{j=0}^x \eta_{9ij} \Delta \ln FP_{it-j} + \epsilon_{it}
\end{aligned} \quad (8)$$

در رابطه (۸)، ψ و η به ترتیب ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت متغیرهای مدل، ψ_0 عرض از مبدأ، ϵ جمله اخلال و $p, q, r, s, t, u, v, w, x$ تعداد وقفه های بهینه است و مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه جاری متغیرهای مستقل نیز، پویایی های کوتاه مدت را نشان می دهند. 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 می شود و سپس میانگین ضرایب گروه ها به عنوان ضریب مربوط به داده های پانل معرفی می شوند. بنابراین باید بین MG و PMG تفاوت قائل شد. به این منظور می توان از آزمون هاسمن استفاده کرد [۵۵]. عدم رد فرضیه صفر در آزمون هاسمن حاکی از کاراتر بودن برآوردگر PMG در مقابل برآوردگر MG است و بالعکس. برآوردگر PMG همانند برآوردگر MG اجازه می دهد که عرض از مبدأ و ضرایب کوتاه مدت در بین مقاطع، مختلف باشد و مانند برآوردگر FE ضرایب بلندمدت را بین مقاطع، یکسان و برابر فرض می کند. بنابراین می توان گفت این برآوردگر بین دو برآوردگر MG و FE قرار دارد [۵۶].

• **گام پنجم: آزمون علیت پانلی.** در گام آخر برای ارائه اطلاعات بیشتر به سیاست گذاران، روابط علی بین متغیرهای مورد علاقه را نیز می توان با استفاده از آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین [۴۴] بررسی کرد. این روش به غلبه بر مشکل وابستگی مقطعی و ناهمگنی کمک می کند [۵۴].

اول ریشه واحد و هم انباشتگی پانلی ممکن است منجر به نتایج کاذب شود [۴۷]. به این منظور، از آزمون های ضریب لاگرانژ^۱ (LM) بروش و پاگان^۲ (۱۹۸۰) [۴۸]، CD پسران (۲۰۰۴) [۴۶] و LM^{adj} (۲۰۰۸) [۴۹] استفاده شده است. فرضیه صفر در این سه آزمون نشان دهنده عدم وجود وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است. • **گام سوم: آزمون های ریشه واحد و هم انباشتگی نسل دوم.** گام بعدی در برآورد داده های پانل، بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون های ریشه واحد پانلی است. هرگاه وابستگی مقطعی در داده های پانل تأیید شد، استفاده از روش های مرسوم ریشه واحد پانلی (آزمون های ریشه واحد نسل اول)، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده (آزمون های ریشه واحد نسل دوم) که یکی از مشهورترین این آزمون ها، آزمون ریشه واحد تعمیم یافته مقطعی ایم، پسران و شین^۳ (CIPS) می باشد که توسط پسران (۲۰۰۷) [۵۰] ارائه شده است. وی جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته مقطعی^۴ (CADF) که با استفاده از روش OLS برای آزمون مقطع برآورد می شود، استفاده کرده است. فرضیه صفر این آزمون به نامانایی متغیر مورد بررسی اشاره دارد [۵۱]. قبل از برآورد پارامترهای بلندمدت، بایستی این مسأله ارزیابی شود که آیا بین متغیرهای تحت بررسی، هم انباشتگی (رابطه بلندمدت) وجود دارد یا خیر؟ به این منظور در این مطالعه از آزمون هم انباشتگی پانل بوت استرپ LM که توسط وسترلاند و ادجرتون^۵ (۲۰۰۷) [۵۲] توسعه یافته، استفاده شده است. این آزمون می تواند بر ناهمگنی شیب و مشکل وابستگی مقطعی غلبه کند [۵۳] و بنابراین نتایج قابل اعتمادتری نسبت به آزمون های هم انباشتگی معمول نسل اول ارائه می دهد. آماره این آزمون به صورت رابطه (۷) است:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{w}_i^{-2} s_{it}^2 \quad (7)$$

در رابطه (۷)، T به طول دوره زمانی، N به اندازه نمونه، $\hat{w}_i$ به واریانس بلندمدت باقیمانده ها، s_{it} به فرآیند جمع جزئی عبارات خطا اشاره دارد. در این آزمون، فرضیه صفر اشاره به هم انباشتگی دارد و فرضیه مقابل آن نشان دهنده عدم هم انباشتگی بین متغیرهای مدل است [۵۴].

• **گام چهارم: برآورد مدل.** برآورد رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای این پژوهش تحت مدل PMG-ARDL می تواند به صورت رابطه (۸) بیان گردد:

⁴ Cross-sectional Augmented Dicky Fuller (CADF)

⁵ Westerlund & Edgerton

¹ Lagrange Multiplier (LM)

² Breusch & Pagan

³ Cross-sectional Im, Pesaran, Shin (CIPS)

انسانی (HC)، لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه (lnGDP) لگاریتم طبیعی جمعیت (lnPOP) و لگاریتم طبیعی تولید شیلات (lnFP)، با متغیر وابسته مدل یعنی لگاریتم طبیعی ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (lnFGLCF)، به‌ترتیب برابر با ۰/۱۴۸، ۰/۵۱۵، ۰/۳۳۳، ۰/۳۳۴، ۰/۳۳۳ و ۰/۲۵- است.

در قسمت ب جدول ۳ نتایج آزمون عامل تورم واریانس^۱ (VIF) به‌منظور بررسی مسئله هم‌خطی چندگانه در داده‌ها نشان داده شده است. اگر مقدار شاخص VIF برابر با عدد ۱ باشد، نشان‌دهنده هیچ ارتباطی نیست. اگر مقدار آن بین دو عدد ۱ و ۵ باشد، نشان‌دهنده همبستگی متوسط است و اگر بزرگ‌تر از عدد ۵ باشد، همبستگی بالایی را نشان می‌دهد. یافته‌ها حاکی از آن است که مقدار VIF همه متغیرها کم‌تر از عدد ۵ است. از این رو، می‌توان گفت که در داده‌ها هم‌خطی چندگانه وجود ندارد.

جدول ۳: نتایج ماتریس ضریب همبستگی و آزمون VIF

قسمت الف. ماتریس ضریب همبستگی								قسمت ب: آزمون هم خطی چندگانه
متغیر	InFGLCF	InGF	InINI	InHC	InGDP	LnPOP	lnFP	VIF
۱	۰/۱۴۸	۰/۱۸۸	۱					-
InGF	۰/۵۱۵	۰/۳۳۳	۰/۱۷۱	۱				۱/۲۰۱
InINI	۰/۳۳۳	۰/۳۷۴	۰/۰۸۸	۰/۰۷۷				۲/۵۵۱
InHC	۰/۳۳۴	۰/۶۴۷	۰/۰۴۳	۰/۰۴۲				۳/۰۹۴
InGDP	۰/۳۳۴	۰/۶۴۷	۰/۱۴۴	۰/۰۲۳				۲/۸۶۷
InPOP	۰/۳۳۳	۰/۶۴۷	۰/۱۴۴	۰/۰۲۳	۰/۰۱۳	۱		۳/۰۵۱
InFP	۰/۳۳۴	۰/۶۴۷	۰/۱۴۴	۰/۰۲۳	۰/۰۱۳	۰/۰۷۹	۱	۱/۸۷۸

منبع: یافته‌های تحقیق

۲. آزمون‌های همگنی و وابستگی مقطعی

در گام بعدی، آزمون‌های وابستگی مقطعی شامل آزمون‌های LM، CD، پسران و LM تعدیل‌شده و همچنین آزمون‌های همگنی شیب Δ و Δ_{adj} ، انجام و نتایج این آزمون‌ها در قسمت‌های الف و ب جدول ۴ ارائه شده است. با توجه به مقدار آماره هر یک از این آزمون‌ها و سطوح احتمال محاسبه‌شده (p-value)، فرضیه صفر استقلال مقطعی و همگنی در سطح اطمینان بالایی، رد و وابستگی مقطعی بین متغیرها و عدم تجانس (همگنی) بین اعضای نمونه، نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی و تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

الف. آزمون‌های وابستگی مقطعی	نتیجه آزمون	آزمون LM تعدیل‌شده	آزمون LM	آزمون CD پسران
متغیر	آماره	p-value	آماره	p-value
lnFGLCF	۲۵۸/۳۲۳***	۰/۰۰۰	۲۵/۹۵۱***	۰/۰۰۰
lnGF	۶۷/۰۷۷***	۰/۰۰۱	۳/۴۱۲***	۰/۰۰۰

علاوه بر این، استفاده از این روش بسیار انعطاف‌پذیر است؛ زیرا می‌توان از آن در موارد $N < T$ و همچنین پانل‌های نامتوازن استفاده کرد [۵۷].

یافته‌ها و نتایج

۱. تحلیل مقدماتی داده‌ها

در جدول ۲ 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 به‌صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شود، این پراکندگی به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به سرمایه انسانی (HC) اختصاص دارد. میانگین عددی معادل ۱/۴۱۹ می‌باشد؛ که گویای این موضوع است که به‌طور کلی وضعیت کیفیت محیط‌زیست دریایی طی دوره‌ی مورد بررسی در بین کشورهای مورد مطالعه از سطح پایداری آن (یعنی عدد یک) بزرگ‌تر است. همچنین، بر اساس مقدار آماره جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که به جز متغیر HC، هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار برخوردار نیستند. چرا که سطح احتمال آن‌ها کم‌تر از ۰/۰۵ برآورد شده است.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی

متغیر	FGLCF	GF	INI	HC	EG	POP	FP
میانگین	۱/۴۱۹	۲/۱۳×۱۰ ^{-۸}	۴۶/۸۱۹	۲/۴۲۷	۴۱۹۷/۰۴۱	۳/۸۰×۱۰ ^{-۸}	۱/۲۸×۱۰ ^{-۷}
میانه	۱/۳۹۸	۵/۵۶×۱۰ ^{-۷}	۴۵/۵۱۹	۲/۴۲۴	۳۴۰۸/۷۵۶	۹/۹۷×۱۰ ^{-۷}	۴/۳۸×۱۰ ^{-۶}
ماکسیمم	۳/۶۹۶	۲/۴۰×۱۰ ^{-۹}	۵۸/۳۲۸	۳/۱۶۵	۱۱۵۶۰/۲۴	۱/۴۲×۱۰ ^{-۹}	۸/۸۵×۱۰ ^{-۷}
مینیمم	۰/۲۰۱	۰/۰۰۰	۳۲/۲۵۵	۱/۷۲۵	۷۲۳/۴۸۱	۲/۵۳×۱۰ ^{-۷}	۴/۷۴×۱۰ ^{-۵}
انحراف معیار	۰/۸۲۱	۳/۸۵×۱۰ ^{-۸}	۲/۲۹۱	۰/۳۳۳	۲۷۷۶/۳۷۳	۵/۱۱×۱۰ ^{-۸}	۲/۱۳×۱۰ ^{-۷}
چولگی	۰/۴۱۷	۳/۱۶۶	۱/۰۹۹	-۰/۱۰۴	۰/۹۱۹	۱/۳۰۶	۲/۳۷۹
کشیدگی	۲/۴۰۷	۱۴/۵۱۳	۵/۴۱۴	۲/۳۱۷	۳/۰۲۶	۲/۸۰۲	۷/۳۵۱
جارک-برا	۷/۴۵۹	۱۲۳۰/۰۷۵	۱۴/۱۵۲	۳/۶۱۴	۲۴/۰۵۰	۴۸/۹۱۹	۲۹۶/۱۵۸
احتمال	۰/۰۲۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۶۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۷۱	۱۷۱	۱۷۱	۱۷۱	۱۷۱	۱۷۱	۱۷۱

منبع: یافته‌های تحقیق

در قسمت الف جدول ۳، ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه شده است که بر این اساس ضریب همبستگی لگاریتم طبیعی تأمین مالی سبز (lnFG)، لگاریتم نابرابری درآمد (lnINI)، لگاریتم طبیعی سرمایه

^۱ Variance Inflation Factor (VIF)

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل، در گام بعدی بایستی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استرپ LM بررسی شود. نتایج این آزمون در جدول ۶ ارائه شده است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر هم‌انباشتگی در مدل پژوهش را نمی‌توان رد کرد و بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، تأیید و احتمال بروز رگرسیون کاذب، منتفی است.

جدول ۶: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل بوت‌استرپ LM

حالت			
عرض از مبدأ (C+T)		عرض از مبدأ (C)	
p-value	آماره LM	p-value	آماره LM
بوت‌استرپ		بوت‌استرپ	
۱/۰۰۰	۷/۱۰۹	۱/۰۰۰	۶/۲۸۸
FGLCF = f(GF, INI, HC, X̄)			

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. برآورد مدل

بعد از اثبات هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، با استفاده از روش PMG-ARDL، مدل برآورد و نتایج آن در جدول ۷ گزارش شده است. بر این اساس، کلیه ضرایب بلندمدت متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده‌اند و در کوتاه‌مدت نیز تنها متغیر تولید شیلات از معنی‌داری لازم برخوردار است. علامت ضرایب محاسبه‌شده 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 ارائه‌شده در قسمت انتهایی جدول ۷، نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و کاراتر بودن برآوردگر PMG در مقابل با برآوردگر MG است. بنابراین نتایج ضرایب برآورده‌شده از نظر آماری تأیید شده و از قابلیت تفسیر برخوردارند.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل تحقیق به روش PMG-ARDL

متغیر	ضریب برآوردی	p-value	ضریب برآوردی	p-value
	بلندمدت		کوتاهمدت	
LnGF	۰/۰۱۸***	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۴۸۷
LnINI	۰/۱۴۸***	۰/۰۰۰	۰/۰۵۵	۰/۲۹۹
lnHC	۰/۱۸۴۵۹***	۰/۰۰۰	۰/۳۱۸	۰/۲۹۸
lnHC ²	۷/۲۲۸***	۰/۰۰۰	۵۰/۲۳۹	۰/۲۵۱
lnPOP	۰/۳۶۵**	۰/۰۱۶	۰/۶۰۳	۰/۶۷۲
lnEG	۰/۵۰۳***	۰/۰۰۴	۰/۶۹۱	۰/۱۹۹
lnEG ²	۰/۴۷۱***	۰/۰۰۲	۱/۵۱۱	۰/۱۷۲
lnFP	۰/۳۱۸*	۰/۰۷۸	۰/۸۵۳**	۰/۰۱۹
ECT	-	-	۰/۴۵۷***	۰/۰۰۴
Constant	-	-	۹/۱۰۳***	۰/۰۰۵
آزمون هاسمن	۲/۵۵۲	۰/۴۰۹		
نقطه بازگشت FGLCC	۸۳۰۸ دلار			
نقطه بازگشت lnHC	۳/۵۹۶			

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

LnINI	۱۱۲/۵۷۸***	۰/۰۰۰	۱۲/۵۱۱***	۰/۰۰۰	۵/۱۱۸***	۰/۰۰۰	تأیید
LnHC	۵۰۰/۴۳۳***	۰/۰۰۰	۵۴/۴۸۵***	۰/۰۰۰	۱۹/۲۳۵***	۰/۰۰۰	تأیید
LnPOP	۶۷۷/۶۷۹***	۰/۰۰۰	۷۵/۳۷۲***	۰/۰۰۰	۳۶/۰۳۲***	۰/۰۰۰	تأیید
LnEG	۵۶۷/۳۹۸***	۰/۰۰۰	۶۲/۳۷۶***	۰/۰۰۰	۳۳/۳۵۹***	۰/۰۰۰	تأیید
LnFP	۴۴۰/۰۱۷***	۰/۰۰۰	۴۷/۳۶۴***	۰/۰۰۰	۷/۲۶۴***	۰/۰۰۰	تأیید
ب. آزمون‌های همگنی شیب							
نام آزمون	آماره	p-value	نتیجه آزمون				
$\bar{A}$	۹/۹۸۸***	۰/۰۰۰	تأیید				
$\bar{A}_{adj}$	۱۰/۴۱۶***	۰/۰۰۰	تأیید				

منبع: یافته‌های تحقیق (علامت*** بیان‌گر معناداری در سطح ۱ درصد است)

۳. آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل، از آماره CIPS 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 ۵ آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه‌شده این آزمون در قسمت پایین جدول ۵، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیرهای تأمین مالی سبز (LnGF) و سرمایه انسانی (LnHC) در سطح، مانا و سایر متغیرهای مدل در سطح، نامانا هستند. متغیرهای نامانا با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا (ایستا) درآمده‌اند؛ بنابراین از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند. با توجه به این‌که مدل پژوهش ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) است، این موضوع لزوم استفاده از برآوردگر PMG-ARDL را توجیه می‌کند.

جدول ۵: نتایج آزمون ریشه واحد پسرانمنبع: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد CIPS از جدول ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۰-۲۸۱) و سایر نتایج بر اساس یافته‌های تحقیق (علامت‌های***،** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است)

متغیر	آماره CIPS				درجه مانایی
	در سطح		با یک تفاضل		
	C	C+T	C	C+T	
lnFGLCF	-۲/۱۸۸	۰/۷۰۱	-۲/۶۴۳***	-۳/۱۶۸***	I(1)
lnGF	-۲/۶۶۸***	-۳/۱۹۲***	-	-	I(0)
lnINI	۰/۴۴۴	-۱/۸۱۸	-۴/۵۴۴***	-۴/۲۱۵***	I(1)
lnHC	-۲/۵۵۹**	-۳/۱۰۸**	-	-	I(0)
lnPOP	۰/۸۳۴	۱/۸۸۵	-۲/۳۹۱**	-۲/۹۱۲**	I(1)
lnEG	-۰/۴۸۸	-۰/۸۱۸	-۵/۵۰۴***	-۴/۶۴۴***	I(1)
lnFP	-۰/۱۰۵	۱/۲۱۲	-۲/۵۲۴**	-۳/۰۱۷**	I(0)
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد CIPS در سطوح اطمینان مختلف					
حالت	٪۱		٪۵		٪۱۰
C	-۲/۶۰		-۲/۳۴		-۲/۲۱
C+T	-۳/۱۵		-۲/۸۸		-۲/۷۴

بر اساس نتایج جدول ۷:

تأثیرگذاری بلندمدت تأمین مالی سبز (InGF)، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در شاخص تأمین مالی سبز، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه در بلندمدت حدود ۰/۲ درصد افزایش می‌یابد. این متغیر در کوتاه‌مدت اثر معناداری نداشته است. به‌طور کلی اثرگذاری مثبت شاخص تأمین مالی سبز بر ارتقاء کیفیت محیط‌زیست در مطالعات گوناگونی نظیر: خان و همکاران^۱ (۲۰۲۲)، المولالی و همکاران^۲ (۲۰۲۴)، کویلینسکی و همکاران^۳ (۲۰۲۵) و اگوو و همکاران (۲۰۲۵) تأیید شده است [۱۰، ۳۹، ۵۸، ۵۹]. در این مطالعه اگرچه اثرگذاری GT بر FGLCF مثبت به‌دست آمده است، اما از لحاظ عددی بسیار اندک می‌باشد که نشان می‌دهد تخصیص منابع مالی سبز به بخش ماهی‌گیری در کشورهای مورد مطالعه از سطح بهینه آن فاصله دارد.

تأثیرگذاری بلندمدت نابرابری درآمد (InINI)، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در نابرابری درآمد، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه در بلندمدت حدود ۰/۱۵ درصد کاهش می‌یابد. این متغیر در کوتاه‌مدت اثر معناداری نداشته است. همان‌طور که مطالعه تجربی عذار و ایوب‌اوغلو (۲۰۲۵) [۴] نشان می‌دهد نابرابری درآمد می‌تواند از کانال‌های متعددی نظیر ایجاد تضاد بین اهداف اقتصادی و زیست‌محیطی در جوامع ماهی‌گیری، عدم اجرای مناسب مقررات لازم برای حفظ ماهی‌گیری پایدار و بهره‌برداری گروه‌های قدرتمند از منابع دریایی، کاهش آگاهی زیست‌محیطی و تأثیر منفی بر شیوه‌های ماهی‌گیری پایدار و همچنین، ایجاد مانع برای دسترسی به فناوری‌ها و سرمایه‌گذاری‌های ماهی‌گیری پایدار به کاهش FGLCF و تخریب اکوسیستم‌های دریایی منجر گردد که این موضوع در پژوهش حاضر تأیید شده است.

تأثیر بلندمدت سرمایه‌گذاری انسانی (InHC) و مربع آن (InHC²) بر ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (InFGLCF) به ترتیب منفی و مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. این نتیجه به معنای تأیید ارتباط U شکل بین سرمایه‌گذاری انسانی و FGLCF در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد و هم‌سو با نتایج مطالعه تجربی یلدریم و همکاران (۲۰۲۲) [۲۶] است. بر این اساس، در سطوح اولیه، افزایش در سرمایه‌گذاری انسانی منجر به افزایش تخریب محیط‌زیست دریایی شده و با رسیدن به نقطه بازگشت، پس از آن، افزایش سرمایه‌گذاری انسانی سبب افزایش پایداری محیط‌زیست دریایی و ارتقاء آن می‌شود. از طرفی ضرایب برآوردی کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری انسانی و مربع آن از معناداری آماری لازم برخوردار نیستند که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری انسانی در کوتاه‌مدت اثری بر FGLCF ندارد. با توجه به ضرایب برآوردی InHC² و InHC و طبق رابطه ۵، مقدار نقطه بازگشت FGLCC در بلندمدت در سطح سرمایه‌گذاری انسانی حدود ۳/۵۹۶، رخ می‌دهد. با توجه به میانگین شاخص سرمایه‌گذاری انسانی کشورهای مورد مطالعه در جدول ۲ که در

حدود ۲/۴۲۷ محاسبه شده است، می‌توان گفت که به‌طور کلی کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده عمده شیلات، در شاخه نزولی منحنی FGLCC قرار گرفته‌اند و افزایش سرمایه‌گذاری انسانی در شرایط فعلی منجر به کاهش پایداری اکوسیستم دریایی در این کشورها می‌شود.

تأثیرگذاری بلندمدت جمعیت کل (InPOP)، منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در جمعیت کل در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه حدود ۳/۳۷ درصد کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی آیاد (۲۰۲۳)، تنگ و همکاران (۲۰۲۴) و امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) می‌باشد [۵، ۶، ۷]. بدیهی است که افزایش جمعیت لزوماً به معنای افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات است و جمعیت زیاد لزوماً منجر به فشار بیشتر بر منابع زیست‌محیطی مانند زمین‌های ماهی‌گیری می‌شود. شایان ذکر است که این متغیر در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر FGLCF نداشته است.

تأثیر بلندمدت رشد اقتصادی (InEG) و مربع آن (InEG²) بر ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (InFGLCF) به ترتیب منفی و مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. این نتیجه به معنای تأیید فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC) و ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و FGLCF در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد. بر این اساس، در سطوح اولیه، افزایش در رشد اقتصادی منجر به افزایش تخریب محیط‌زیست دریایی شده و با رسیدن به نقطه بازگشت پس از آن، افزایش رشد اقتصادی سبب افزایش پایداری محیط‌زیست دریایی می‌شود. از طرفی ضرایب برآوردی کوتاه‌مدت رشد اقتصادی و مربع آن از معناداری آماری لازم برخوردار نیستند که نشان می‌دهد فرضیه زیست‌محیطی FGLCC در کوتاه‌مدت معتبر نیست. با توجه به ضرایب برآوردی InGDP² و InGDP و طبق رابطه ۶، مقدار نقطه بازگشت FGLCC در بلندمدت در سطح تولید ناخالص داخلی سرانه حدود ۸۳۰۸ دلار، رخ می‌دهد. با توجه به میانگین لگاریتم GDP سرانه کشورهای مورد مطالعه در جدول ۲ که حدود ۴۱۹۷ دلار محاسبه شده است، می‌توان گفت که به‌طور کلی کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده عمده شیلات، در شاخه نزولی منحنی FGLCC قرار گرفته‌اند و افزایش رشد اقتصادی در شرایط فعلی منجر به کاهش پایداری اکوسیستم دریایی در این کشورها می‌شود. در واقع این نتیجه به معنای قرارگیری کشورهای مورد مطالعه در مرحله اثر مقیاس است و سطح رشد اقتصادی برای وارد شدن به مرحله اثر ترکیب و تکنیک بایستی افزایش یابد. نتایج مطالعات تجربی به‌دست‌آمده در زمینه رابطه رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست دریایی مختلط و ناهمگن است. نتایج این مطالعه مبنی بر تأیید منحنی FGLCC هم‌سو با نتایج مطالعات آیاد (۲۰۲۳) برای کشورهای G7، پاتا و همکاران (۲۰۲۳) برای ۲۰ کشور برتر جهان از نظر ماهی‌گیری، آیاد و لفیل (۲۰۲۴) برای کشور چین و تنگ و همکاران (۲۰۲۴) برای کشورهای G-20 می‌باشد [۳۵، ۳۱، ۷، ۶]. از طرفی نتایج این مطالعه به نوعی تأییدکننده فرضیه EKC در زمینه ردپای بسترهای ماهی‌گیری (FGF) و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی یلانچی و همکاران (۲۰۲۲) برای کشور چین، کریمی و همکاران (۲۰۲۲) برای کشورهای منطقه آسیا-اقیانوسیه، امینی‌زاده و

³ Kwilinski et al.¹ Khan et al.² Al-Mulali

تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر، متغیرهای مؤثر بر FGLCF در کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده عمده شیلات، در هر دوره یک‌ساله حدود ۴۶ درصد از انحراف خود را نسبت به تعادل بلندمدت تصحیح (تعدیل) می‌کنند و در نهایت در حدود بیش از دو سال به تعادل بلندمدت می‌رسند.

۵. آزمون علیت پانلی

جدول ۸ نتایج تجزیه و تحلیل علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (D-H) را نشان می‌دهد که ارتباط علی متغیر وابسته یعنی ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری را با تأمین مالی سبز، نابرابری درآمد، سرمایه انسانی، جمعیت، رشد اقتصادی و تولید شیلات در کشورهای مورد مطالعه اندازه‌گیری می‌کند.^۱ به‌طور خلاصه اهم نتایج این آزمون در شکل ۴ نیز نشان داده شده است. بر این اساس، رابطه علیت یک‌سویه از نابرابری درآمد، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی به ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری به ترتیب در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱ درصد، وجود رابطه علیت یک‌سویه از ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری به تأمین مالی سبز در سطح احتمال ۵ درصد، عدم وجود رابطه علیت بین تولید شیلات و FGLCF و وجود رابطه علیت دوسویه بین جمعیت و ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد تأیید می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که INI، HC، EG و POP از پیش‌بینی‌کنندگان پایداری زیست‌محیطی دریایی در کشورهای مورد مطالعه‌اند.

همکاران (۲۰۲۴) برای ۱۵۶ کشور جهان و سولارین و همکاران (۲۰۲۴) برای کشور مالزی و مغایر با نتایج مطالعات پاتا و همکاران (۲۰۲۴) برای کشور مالزی است [۳۶، ۳۴، ۳۳، ۳۲، ۳۱].

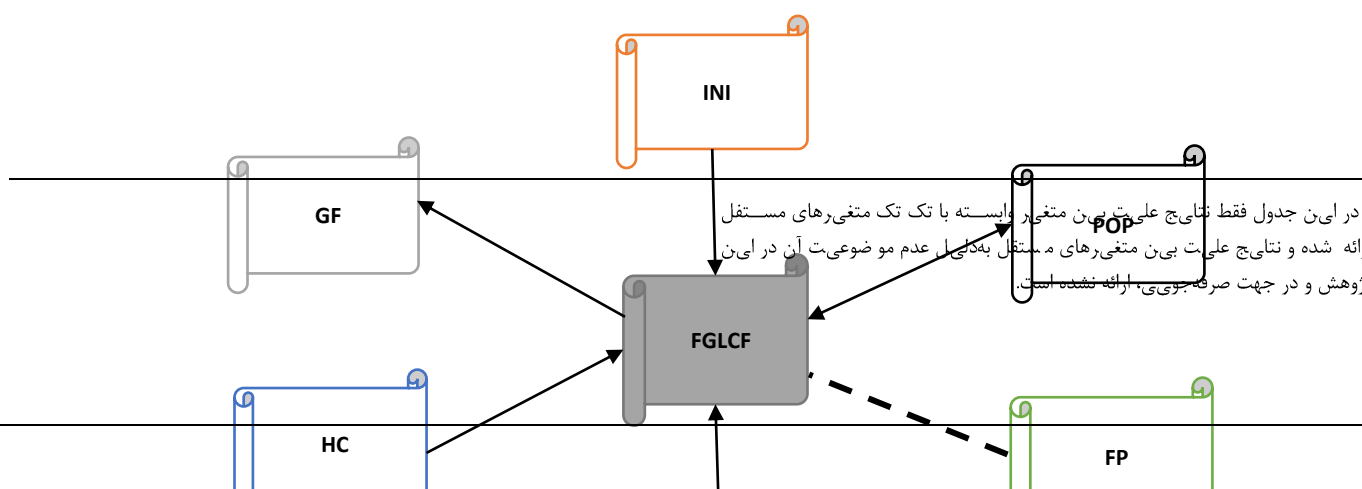
تأثیرگذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت سرانه تولید شیلات (lnFP)، منفی و به‌ترتیب در سطوح اطمینان ۹۰ و ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. اثر کوتاه‌مدت lnFP بزرگ‌تر از اثر بلندمدت آن است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیر در بلندمدت و کوتاه‌مدت، ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری در کشورهای مورد مطالعه، به‌ترتیب ۰/۳۲ و ۰/۸۵ درصد کاهش می‌یابد. در بین متغیرهای مورد بررسی، تنها تولید شیلات در کوتاه‌مدت اثر معنادار بر FGLCF داشته است؛ آن هم با ضریب منفی و بالنسبه قابل توجه. این موضوع نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت افزایش تولید شیلات جهت تأمین غذایی و تجاری مهم‌ترین عامل کاهش ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری و تخریب اکوسیستم دریایی در کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده شیلات است. در این راستا نتایج مطالعات سولارین و همکاران (۲۰۲۴) برای کشور مالزی و پاتا و همکاران (۲۰۲۳) برای ۲۰ کشور برتر جهان از نظر ماهی‌گیری نشان‌گر اثر منفی و معنادار تولید شیلات بر کیفیت محیط‌زیست دریایی است [۳۶، ۳۱]. همچنین نتایج مطالعه ویلانتنکودات و پال (۲۰۲۵) برای کشور هند نشان می‌دهد که تولید ماهی دریایی، FGLCF را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش می‌دهد [۳۷].

ضریب تصحیح خطا (ECT) مدل، منفی و معنادار است که نشان می‌دهد در هر سال حدود ۴۶ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت

جدول ۸: نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (D-H)

p-value	Zbar-stat	W-stat	فرضیه‌های صفر
۰/۴۶۷	-۰/۷۲۷	۱/۶۸	lnGF به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست
۰/۰۰۰	۳/۶۱۳	۵/۹۴**	lnFGLCF به‌طور همگن علت lnGF نیست
۰/۰۰۵	۲/۸۲۲	۵/۱۶***	lnINI به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست
۰/۱۱۲	۱/۵۸۹	۳/۹۵	lnFGLCF به‌طور همگن علت lnINI نیست
۰/۰۱۴	۲/۴۵۱	۴/۸۱**	lnHC به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست
۰/۵۵۸	۰/۵۸۵	۲/۹۷	lnFGLCF به‌طور همگن علت lnHC نیست
۰/۰۰۰	۲/۵۵۳	۴/۹۱**	lnPOP به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست
۰/۰۰۹	۵/۷۷۸	۸/۰۶***	lnFGLCF به‌طور همگن علت lnPOP نیست
۰/۰۰۲	۳/۰۳۶	۵/۳۷***	lnEG به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست
۰/۸۴۱	۰/۲۰۱	۲/۵۹	lnFGLCF به‌طور همگن علت lnEG نیست
۰/۷۶۴	۰/۳۰۱	۲/۶۹	lnFP به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست
۰/۶۴۷	۰/۴۵۷	۲/۸۴	lnFGLCF به‌طور همگن علت lnFP نیست

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



شکل ۴: اهم نتایج آزمون D-H منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی نقش تأمین مالی سبز، توزیع درآمد و سرمایه انسانی در ایجاد محیطی پاک‌تر برای اکوسیستم‌های دریایی در چارچوب نظریه منحنی ظرفیت بار زمین ماهی‌گیری (FGLCC) در ۹ کشور آسیایی در حال توسعه تولیدکننده عمده شیلات (شامل ایران) بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۲ بود. به این منظور از مفهوم جدید ضریب ظرفیت بار بسترهای زمین‌های ماهی‌گیری (FGLCC) که به صورت نسبت ظرفیت‌زیستی زمین‌های ماهی‌گیری در سمت عرضه‌ی اکوسیستم به ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود، به عنوان شاخص اکوسیستم دریایی پاک استفاده شده است. انواع شاخص‌های تخریب محیط‌زیست دریایی مانند ردپای زمین‌های ماهی‌گیری که به منظور تجزیه و تحلیل موضوع پژوهش در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، اثر فعالیت‌های انسانی را بر تخریب محیط‌زیست دریایی اندازه‌گیری می‌کنند و واکنش اکوسیستم دریایی به این تخریب را در نظر نمی‌گیرد. بر این اساس، FGLCC یک شاخص جامع و برتر در زمینه کیفیت محیط‌زیست دریایی به شمار می‌آید. نتایج تجربی نشان می‌دهد که تأثیرگذاری بلندمدت تأمین مالی سبز بر FGLCC مثبت؛ اما از لحاظ عددی اندک است. نابرابری درآمد اثر مثبت و شاخص سرمایه انسانی اثر U شکل بر FGLCC داشته است. تأثیرگذاری بلندمدت جمعیت کل، منفی و رابطه بین رشد اقتصادی و FGLCF از یک الگو به فرم منحنی U شکل پیروی می‌کند که تأییدکننده وجود فرضیه FGLCC می‌باشد. تأثیر متغیرهای جمعیت و تولید شیلات بر FGLCF، منفی و معنادار است. در بین متغیرهای مورد بررسی، تنها تولید شیلات در کوتاه‌مدت با ضریب منفی و بالنسبه قابل توجه اثر معنادار بر FGLCF داشته است. این نتایج نشان می‌دهد که

در وضعیت کنونی، نابرابری درآمد، سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، جمعیت و تولید شیلات به اکوسیستم‌های دریایی کشورهای مورد مطالعه آسیب وارد می‌کند؛ در حالی که تأمین مالی سبز به افزایش کیفیت محیط‌زیست دریایی می‌انجامد. نتایج آزمون علیت پانلی نیز وجود رابطه علی از رشد اقتصادی، جمعیت و سرمایه انسانی به FGLCF را تأیید می‌کند.

بر اساس اهم نتایج تجربی به دست آمده می‌توان گفت که تأمین مالی سبز، کاهش نابرابری درآمد، و افزایش چشم‌گیر در سطح سرمایه انسانی در جهت حمایت از صید پایدار می‌تواند از فشار بر منابع دریایی در کشورهای مورد مطالعه بکاهد. بر این اساس، توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌شود:

* نتایج حاکی از آنست که رابطه بین ضریب جینی و FGLCF، منفی است؛ این موضوع نشان می‌دهد که در کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده شیلات، پتانسیل کاهش هم‌زمان نابرابری درآمد و بهبود محیط اکوسیستم‌های دریایی وجود دارد و فرصتی برد-برد برای این کشورها فراهم است. در واقع سیاست‌های محرک کاهش نابرابری درآمد و بهبود کیفیت محیط‌زیست دریایی می‌توانند به طور هم‌زمان موفق باشند و دستیابی هم‌زمان به اهداف توسعه پایدار (SDGs) (هدف ۱۰: کاهش نابرابری‌ها و هدف ۱۴: زندگی زیر آب) را با چالش مواجه نمی‌کند. چراکه سیاست‌های کاهش نابرابری درآمد می‌تواند به طور مؤثری عدالت اجتماعی را ترویج کند؛ از شیوه‌های ماهی‌گیری پایدار حمایت کند و منابع دریایی را حفظ کند. ادغام این سیاست‌ها در بخش ماهی‌گیری ضروری است. به عنوان مثال، افزایش کمک‌های اجتماعی برای ماهی‌گیران کم‌درآمد در مناطق روستایی و ساحلی و ارائه آموزش و منابع برای افزایش دسترسی آن‌ها به شیوه‌های ماهی‌گیری پایدار می‌تواند به کاهش نابرابری درآمد و افزایش FGLCF کمک کند. علاوه بر این، اجرای یک سیستم مالیاتی عادلانه‌تر و سیاست‌های اقتصادی که توزیع مجدد ثروت را ترویج می‌کند،

می تواند به کاهش نابرابری های اجتماعی و کاهش فشار بر منابع دریایی در کشورهای مورد مطالعه کمک کند.

* با توجه به نقش مثبت تأمین مالی سبز در افزایش FGLCF، تشویق تأمین مالی سبز و گسترش فرصت های تأمین مالی برای پروژه هایی که شیوه ها و فناوری های ماهی گیری پایدار را ترویج می کنند، گام های مهمی در کاهش فشار بر منابع دریایی در کشورهای مورد مطالعه هستند.

* با توجه به نقش مثبت سرمایه انسانی در افزایش FGLCF در سطوح بالای آن، افزایش آگاهی های زیست محیطی از طریق افزایش نرخ آموزش که باعث افزایش احساس مسئولیت در بین انسان ها نسبت به حفظ محیط زیست در بخش های دریایی می شود، پیشنهاد می گردد. علاوه بر این بایستی با استفاده از یافته های تحقیقات علمی در زمینه فناوری های نوین صید، روش های سنتی ماهی گیری دریایی را کنار گذاشت و با افزایش آموزش در میان ماهی گیران امکان ایجاد مناطق حفاظت شده دریایی را تسهیل و استراتژی های مدیریت صید پایدار را بهبود بخشید.

در انتها خاطر نشان می شود که این پژوهش دارای برخی از محدودیت ها است. از جمله این که، تأثیر و نقش برخی از متغیرها مانند: انرژی های تجدیدپذیر، مالیات های سبز و یا تغییرات اقلیمی بر پایداری اکوسیستم های دریایی بررسی نشده است. همچنین، نتایج به دست آمده مختص به نمونه مورد بررسی است و قابلیت تعمیم و استنباط برای مناطق و گروه کشورهای دیگر را ندارد. بر این اساس، بررسی نقش متغیرهای ذکر شده و استفاده از گروه کشورهای مختلف بر اساس طبقه بندی های مختلف مانند: سطح درآمد، مرزهایی دریایی و کیفیت نهادی و همچنین به کارگیری رویکردهای نوین مانند «رگرسیون انتقایی ملایم پانلی»¹ (PSTR)، تحلیل فضایی و «رگرسیون کوانتایل»² پیشنهاداتی برای پژوهش های آتی است.

مشارکت نویسندگان

جمع آوری داده ها، تشریح ادبیات موضوع و نگارش کلی مقاله بر عهده نویسنده دوم (آزاده جهانتابی نژاد) و پیشنهاد عنوان مقاله، بازخوانی، اصلاح و راهنمایی کلی مقاله، تجزیه و تحلیل یافته های تجربی، همچنین کلیه مکاتبات بر عهده نویسنده اول (ابوالقاسم گل خندان) مقاله بود. به طور کلی میزان مشارکت به صورت شصت درصد بر عهده نویسنده نخست و مسئول مکاتبات و چهل درصد بر عهده نویسنده دوم می باشد.

تشکر و قدردانی

شایسته است مراتب قدردانی خود را از سردبیر و مدیر داخلی محترم نشریه اقیانوس شناسی جناب آقای دکتر اکبرپور و تیم ایشان اعلام دارم.

تعارض منافع

«هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.»

اختصارات (اختیاری)

کلمات اختصاری این مقاله شامل موارد زیر است:

GFN	Global Footprint Network
FGLCF	Fishing Grounds Load Capacity Factor
MPA	Marine Protected Areas
GF	Green Finance
SD	Sustainable Development
FGF	Fishing Grounds Footprint
HC	Human Capital
EKC	Environmental Kuznets Curve
FGLCC	Fishing Grounds Load Capacity Curve
CD	Cross-Sectional Dependence
PMG	Pooled Mean Group
ARDL	Autoregressive Distributed lag

منابع

- [1] B'en'e, C.; Arthur, R.; Norbury, H.; Allison, E.H.; Beveridge, M.; Bush, S.; Williams, M., (2016). Contribution of fisheries and aquaculture to food security and poverty reduction: assessing the current evidence. *World Dev.*, 79: 177–196 (20 pages).
- [2] FAO., (2024). The State of world fisheries and aquaculture 2024 – Blue Transformation in action. Rome. <https://doi.org/10.4060/cd0683en>
- [3] Wirajing, M.A.K.; Nanfosso, R.T.; Kountchou, A.M., (2024). Examining the environmental tax and the fishing grounds footprint nexus: Case of the African fishing industry. *Nat. Resour. Forum*
- [4] Uzar, U.; Eyuboglu, K., (2025). The role of income inequality in shaping fishing ground footprint in Indonesia: Insights from the Fourier Augmented ARDL approach. *Marine Policy.*, 176.
- [5] Aminizadeh, M.; Mohammadi, H.; Karbasi, A., (2024). Determinants of fishing grounds footprint: Evidence from dynamic spatial Durbin model. *Marine Pollution Bulletin.*, 22.
- [6] Ayad, H., (2023). Investigating the fishing grounds load capacity curve in G7 nations: Evaluating the influence of

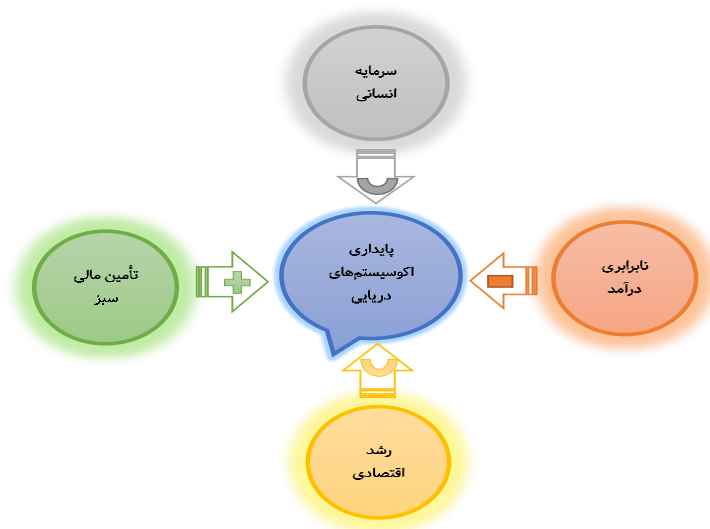
² Quantile Regression

¹ Panel Smooth Threshold Regression Model

- [18] Furman, K.L.; Harlan, S.L.; Barbieri, L.; Scyphers, S.B., (2023). Social equity in shore-based fisheries: Identifying and understanding barriers to access. *Mar. Policy.*, 148, 105355.
- [19] Dehghan Shabani, Z., (2024). Renewable energy and CO₂ emissions: Does human capital matter? *Energy Reports.*, 11: 3474-3491 **(18 pages)**.
- [20] Sibanda, K.; Gonesse, D.; & Garidzirai, R., (2023). Human capital and environmental sustainability nexus in selected SADC countries. *Resources.*, 12(4).
- [21] Xu, P.; Zeng, Y.; Fong, Q.; Lone, T.; Liu, Y., (2012). Chinese consumers' willingness to pay for green and eco-labeled seafood. *Food. Contr.*, 28(1): 74-82. **(9 pages)**.
- [22] Desha, C.; Robinson, D.; Sproul, A., (2015). Working in partnership to develop engineering capability in energy efficiency. *J. Clean. Prod.*, 106, 283-291. **(9 pages)**.
- [23] Miloy, J.; Crowder, B., (1983). Creating the college of the Sea: The origin of the sea prant Program. Texas A&M University, College Station, Texas.
- [24] Nedreaas, K.H.; Borge, A.; Godøy, H.; Aanes, S., (2006). The Norwegian reference fleet: cooperation between fisherman and scientists for multiple objectives. *ICES CM 2006/ N*, 05.
- [25] Tolentino-Zondervan, F.; Zondervan, N.A.; (2022). Sustainable fishery management trends in Philippine fisheries. *Ocean & Coast. Manag.*, 223, 106149.
- [26] Yildirim, D.Ç.; Yildirim, S.; Bostancı, S.H.; Turan, T., (2022). The nexus between human development and fishing footprint among Mediterranean countries. *Mar. Pollut. Bull.*, 176, 113426.
- [27] Yilanci, V.; Cutcu, I.; Cayir, B.; Saglam, M.S., (2023). Pollution haven or pollution halo in the fishing footprint: Evidence from Indonesia. *Marine Pollution Bulletin.*, 188.
- [28] Kazerouni, A; Asgharpour, H; Aghamohamadi, A; Zokaei alamdari, E., (2019). Corruption and the environmental Kuznets curve in developed and developing countries. *Jemr.*, 10 (37): 7-38. **(32 pages)**. (Persian)
<http://jemr.khu.ac.ir/article-1-1881-fa.html>
- [29] Aydin, C.; Esen, O.; Aydin, R., (2019). Is the ecological footprint related to the Kuznets curve a real process or rationalizing the ecological consequences of the affluence? Evidence from PSTR approach. *Ecological Indicators*, 98, 543-555. **(13 pages)**.
- [30] Phiri, A.; Tembo, D., (2023). Ecological based environmental Kuznets curve for Africa: Evidence from the fishery sector at human capital and renewable energy use. *Marine Pollution Bulletin.*, 194.
- [7] Teng, E.; Mehmood, U.; Alofaysan, H.; Sun, Y. (2024). Bridging shores: Leveraging green finance, financial globalization, and human capital for a cleaner environment in G-20 marine ecosystems using the fishing ground capability curve theory. *Marine Policy.*, 170.
- [8] Platform, G.P. (2013). Moving towards a common approach on green growth indicators. Green Growth Knowledge Platform Scoping Paper. <https://www.greenpolicyplatform.org/research/moving-towards-common-approach-green-growth-indicators>
- [9] Ali, A.; Faisal, F.; Isiksal, A.Z.; Maktoumi, I.S.A.A., (2025). Do green finance and health expenditures lessen the ecological footprint to ensure sustainable development? *Innovation and Green Development.*, 4(2).
- [10] Khan, M.A.; Riaz, H.; Ahmed, M. & Saeed, A., (2022). Does green finance really deliver what is expected? An empirical perspective. *Borsa Istanbul Review.*, 22(3), 586-593 **(8 pages)**.
- [11] Allison, E.H; B' en' e, C; Andrew, N.L., (2011). Poverty reduction as a means to enhance resilience in small-scale fisheries, in: R. Pomeroy, N.L. Andrew (Eds.), *Managing Small Scale Fisheries: Frameworks and Approaches*, CABI, London, 206-238 **(33 pages)**.
- [12] Polacko, M., (2021). Causes and consequences of income inequality—an overview. *Stat. Polit. Policy.*, 12(2): 341-357 **(17 pages)**.
- [13] Kazemzadeh, E.; Fuinhas, J.A.; Koengkan, M., (2022). The impact of income inequality and economic complexity on ecological footprint: an analysis covering a long-time span, *J. Environ. Econ. Policy.*, 11(2): 133-153 **(16 pages)**.
- [14] Wolde-Rufael, Y.; Idowu, S., (2017). Income distribution and CO₂ emission: A comparative analysis for China and India. *Renew. Sustain. Energy Rev.*, 74: 1336-1345 **(10 pages)**.
- [15] Uzar, U., (2024). The dynamic effect of income distribution, natural resources, and freedom of press on ecological footprint: Theory and empirical evidence for emerging economies. *Resour. Policy.*, 89.
- [16] Inglehart, R., (1990). *Culture Shift in Advanced Industrial Society*. Princeton University Press, Princeton.
- [17] B' en' e, C.; Macfadyen, G.; Allison, E.H., (2007). Increasing the contribution of small-scale fisheries to poverty alleviation and food security. *Food Agric., Org.* 481.

- [42] Bengake, C.; Eggoh, J. C., (2011). The Feldstein–Horioka puzzle in African countries: A panel co-integration analysis. *Economic Modeling*, 28:: 939-947. **(9 pages)**.
- [43] Alizadeh, M.; Golkhandan, A., (2017). Investigating and comparing the asymmetric effect of oil price shocks on the food price in oil exporting and oil importing ccountries. *Journal of economics and regional development*, 24(13): 121-147. **(27 pages)**. (Persian)
https://erd.um.ac.ir/article_26534.html?lang=en
- [44] Dumitrescu, E-I.; Hurlin, C., (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29: 1450-1460. **(11 pages)**.
- [45] Pesaran, M.H.; Yamagata, T., (2008) Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1): 50-93. **(44 pages)**.
- [46] Golkhandan, A., (2024). Asymmetric effect of unemployment on Load Capacity Factor (LCF) in selected MENA countries: Analysis of the Environmental Phillips Curve (EPC) hypothesis. *New Economy and Trad.*, 19(64): 133-173. **(41 pages)**. (Persian)
https://jnet.ihcs.ac.ir/article_10022.html
- [47] Pesaran, M.H., (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, No. 0435.
- [48] Breusch, T.; Pagan, A., (1980). The LM test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253. **(15 pages)**.
- [49] Pesaran, M.H.; Ullah, A.; Yamagata, T., (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11: 105-127. **(23 pages)**.
- [50] 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. **(48 pages)**.
- [51] Golkhandan, A.; & Jahangiri, L., (2025). The interactive effect of geopolitical risk and oil rent on carbon emissions in oil-exporting countries. *Public Sector Economics Studies*, 4(1): 59-90. **(48 pages)**. (Persian).
https://pse.razi.ac.ir/article_3130.html?lang=en
- [52] Westerlund, J.; Edgerton, D.L., (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, 97, 185-190. **(6 pages)**.
- [53] 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 continental, regional and country-specific levels. *Cogent Economics & Finance*, 11.
- [31] Pata, U.K.; Kartal, M.T.; Adali, Z.; Karlilar, S., (2023). Proposal of fishing load capacity curve and testing validity: Evidence from top 20 countries with highest fisheries production by panel data approaches. *Ocean & Coastal Management*, 245.
- [32] Yilanci, V.; Cutcu, I.; Cayir, B., (2022). Is the environmental Kuznets curve related to the fishing footprint? Evidence from China. *Fisheries Research*, 254.
- [33] Karimi, M.S.; Khezri, M.; Khan, Y.A., Razzaghi, S., (2022). Exploring the influence of economic freedom index on fishing grounds footprint in environmental Kuznets curve framework through spatial econometrics technique: evidence from Asia-Pacific countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 29: 6251-6266. **(16 pages)**.
- [34] Pata, U.K.; Erdogan, S., Solarin, S.A.; Okumus, I., (2024). Evaluating the influence of democracy, financial development, and fishery product consumption on fishing grounds: A case study for Malaysia. *Marine Policy*, 168.
- [35] Ayad, H., Lefilef, A., (2024). Unveiling new insights into China's marine ecosystem: Exploring the fishing grounds load capacity curve. *Journal of Cleaner Production*, 450(23), 141507.
- [36] Solarin, A.S.; Kundu, P.; Sahu, P.K.; Law, J.K., (2024). The impact of aggregated and disaggregated fisheries production and licensed fishermen on fishing grounds footprint: A time series analysis. *Marine Pollution Bulletin*, 23.
- [37] Villanthenkodath, M.A; Pal, S., (2025). Assessing the relative impact of inland and marine fish production on fishing load capacity factor: Insights for sustainable fisheries management. *Marine Pollution Bulletin*, 215.
- [38] Ehrlich, P.R.; Holdren, J.P., (1971). Impact of population growth. *Science*, 171: 1212-1217. **(6 pages)**.
- [39] Ogwu, S.O.; Okolo, C.V.; Agan, B., (2025). The role of debt burden, green financing, and energy efficiency in reducing carbon footprints in MINT & BRICS economies: New evidence from panel QARDL method. *Sustainable Futures*.
- [40] Pesaran, H.; Shin, Y.; Smith, R., (1999). Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94: 621-634. **(15 pages)**.
- [41] Djedaïet, 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.

- in the European Union: the role of renewable and non-renewable energy. *Renew Energy*, 94: 429-439. **(11 pages)**.
- [58] Al-Mulali, U.; Raboshuk, A.; Ibrahim, R. L.; Saboori, B., (2024). Evaluating the asymmetric effect of patents driven environmental technologies on environmental degradation in the E7 countries: An extended model of STIRPAT. *Natural Resources Forum*, 1-22. **(22 pages)**.
- [59] Kwilinski, A.; Lyulyov, O.; Pimonenko, T., (2025). The role of green finance in attaining environmental sustainability within a country's ESG performance. *Journal of Innovation & Knowledge*, 10(2).
- biomass-consuming countries. *Energy*, 138: 721-727. **(7 pages)**.
- [54] Wang, Z.; & Bui, Q.; Zhang, B., (2020). The relationship between biomass energy consumption and human development: Empirical evidence from BRICS countries. *Energy*, 194(C).
- [55] Simoes, C.N., (2011). Education composition and growth: A pooled mean group analysis of OECD countries. *Panoeconomicus*, 4: 455-471. **(17 pages)**.
- [56] Blackburne, E.F.; Frank, M.W., (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 7(2): 197-208. **(12 pages)**.
- [57] Dogan, E.; & Seker, F., (2016). Determinants of CO₂ emissions



نمودار ۱: چکیده گرافیکی مقاله

نکات برجسته

- تأمین مالی سبز و کاهش نابرابری درآمد می‌تواند به افزایش کیفیت اکوسیستم‌های دریایی کمک کند.
- رابطه سرمایه انسانی و ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری از یک الگوی لاشکل پیروی می‌کند.
- منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری در کشورهای آسیایی در حال توسعه تولیدکننده عمده شیلات تأیید می‌شود.
- نابرابری درآمد، سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و جمعیت از پیش‌بینی‌کنندگان پایداری زیست‌محیطی دریایی در کشورهای مورد مطالعه‌اند.

در فایل بدون نام، این بخش حذف شود

AUTHOR(S) BIOSKETCHES

Golkhandan, A., Ph.D. in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.

✉ golkhandana@gmail.com

 0000-0001-6332-9215

Jahantabi Nezhad, A., M.A in Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.

✉ azadeh.jahantab1989@yahoo.com



این قسمت توسط نشریه تکمیل می گردد:



HOW TO CITE THIS ARTICLE

 <http://doi.org/10.52547/joc.16.63.5>
 <http://joc.inio.ac.ir/article-1-1869-fa.html>
 <https://orcid.org/0000-0001-6332-9215>



COPYRIGHTS

©2021 The author(s). This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, as long as the original authors and source are cited. No permission is required from the authors or the publishers.