

## **Factors Affecting Sustainable Fishing in the Fishing Ground Load Capacity Curve (FGLCC) Framework: A Study of Asian Fisheries-Producing Countries**

**Abolghasem Golkhandan**

PhD in Public Sector Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Lorestan University, Khorramabad, Iran.  
golkhandana@gmail.ir

This research has investigated the factors affecting sustainable fishing in the fishing ground load capacity curve (FGLCC) framework in 11 major fisheries-producing Asian countries (including Iran) between 2004 and 2022. For this purpose, the fishing ground load capacity factor (FGLCF), which is calculated as the ratio of the biocapacity of the fishing ground on the supply side of the ecosystem to the ecological footprint of the fishing ground on the demand side of the ecosystem, has been used as an index of sustainable fishing. The research modeling is based on the framework of a STIRPAT model and its estimation is done in the form of unit root and panel cointegration tests with cross-sectional dependency and using the Augmented Mean Group (AMG) and Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG) estimators. To investigate the Granger causality relationship between the variables of the model, Dumitrescu and Horlin's panel causality test has been used. Experimental results show that the relationship between economic growth and FGLCF follows a U-shaped curve pattern, confirming the FGLCC hypothesis's existence. So most of the studied countries are in the downward branch of this curve. The effect of population and the degree of trade openness on FGLCF is negative and significant, and this effect is positive and significant for foreign direct investment and human capital. These results show that economic growth, population, and openness harm sustainable fishing; while foreign direct investment and human capital lead to an increase in sustainable fishing. Also, the panel causality test results confirm a causal relationship between economic growth, population, and human capital to FGLCF.

JEL Classification: C33, F18, N5, Q56, Q58.

Keywords: Sustainable Fishing, Fishing Ground Load Capacity Factor, STIRPAT Model, Cross-Sectional Dependency, of Asian Fisheries-Producing Countries.

## عوامل مؤثر بر صید پایدار در چارچوب منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC): مطالعه کشورهای آسیایی تولیدکننده شیلات

ابوالقاسم گل‌خندان

دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده‌ی اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

golkhandana@gmail.ir

پژوهش حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر صید پایدار در چارچوب منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC) در ۱۱ کشور آسیایی تولیدکننده عمده شیلات (شامل ایران) بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۲ پرداخته است. به این منظور از ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCF) که به صورت نسبت ظرفیت زیستی بسترهای صید در سمت عرضه‌ی اکوسیستم به رد پای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود، به عنوان شاخص صید پایدار استفاده شده است. مدل‌سازی تحقیق بر اساس چارچوب یک مدل STIRPAT و برآورد آن در قالب آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی پانل با وابستگی مقطعی و با استفاده از برآورد گرهای میانگین گروهی تعمیم‌یافته (AMG) و میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک (CCEMG) انجام شده است. به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرهای مدل نیز از آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطه بین رشد اقتصادی و FGLCF از یک الگو به فرم منحنی U شکل پیروی می‌کند که تأییدکننده وجود فرضیه FGLCC می‌باشد. به گونه‌ای که اکثر کشورهای مورد مطالعه در شاخه نزولی این منحنی قرار دارند. تأثیر متغیرهای جمعیت و درجه بازبودن تجاری بر FGLCF، منفی و معنادار و این اثرگذاری برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی مثبت و معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، جمعیت و بازبودن اقتصاد به صید پایدار آسیب وارد می‌کند؛ در حالی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی به افزایش صید پایدار می‌انجامد. نتایج آزمون علیت پانلی نیز وجود رابطه علی از رشد اقتصادی، جمعیت و سرمایه انسانی به FGLCF را تأیید می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C33, F18, N5, Q56, Q58.

واژگان کلیدی: صید پایدار، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید، مدل STIRPAT، وابستگی مقطعی، کشورهای آسیایی تولیدکننده شیلات.

## ۱. مقدمه

غذاهای دریایی نقش مهمی در امنیت غذایی و تغذیه ایفا می‌کند و بخشی از رژیم غذایی سالم انسان هستند. علاوه بر این، صنایع شیلات و آبرزی پروری به معیشت اقتصادی بیش از ۱۲ درصد مردم کمک می‌کند (امینی‌زاده و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۴). اخیراً، نسخه ۲۰۲۴ وضعیت جهانی شیلات و آبرزی پروری<sup>۲</sup> (SOFIA) در گزارش خود اعلام کرد که مصرف و تولید جهانی غذاهای دریایی به سرعت رشد نموده و از رشد جمعیت جهانی در پنج دهه گذشته پیشی گرفته است. تولید جهانی شیلات و آبرزی پروری در سال ۲۰۲۲ به ۲۲۳/۲ میلیون تن افزایش یافته که ۴/۴ درصد نسبت به سال ۲۰۲۰ و بیش از ۴۵۰ درصد نسبت به سال ۱۹۷۰ افزایش داشته است. این تولید شامل ۱۸۵/۴ میلیون تن آبرزیان و ۳۷/۸ میلیون تن جلبک بوده است. همچنین، متوسط مصرف سرانه محصولات دریایی در سراسر جهان افزایش قابل توجهی را تجربه کرده و از میانگین ۹/۹ کیلوگرم در سال ۱۹۶۰، به عدد ۲۰/۷ کیلوگرم در سال ۲۰۲۲ رسیده است (چیزی حدود بیش از دو برابر). این افزایش را می‌توان به اهمیت چشم‌گیر ماهی و غذاهای دریایی به عنوان منابع ضروری پروتئین برای کشورهای ساحلی توسعه‌یافته و در حال توسعه نسبت داد.

بر اساس گزارش سازمان غذا و کشاورزی (فائو)<sup>۳</sup> در سال ۲۰۲۴، ۵ کشور نخست تولیدکننده شیلات در جهان را کشورهای آسیایی تشکیل می‌دهند که عبارتند از: چین،

1. Aminizadeh et al.

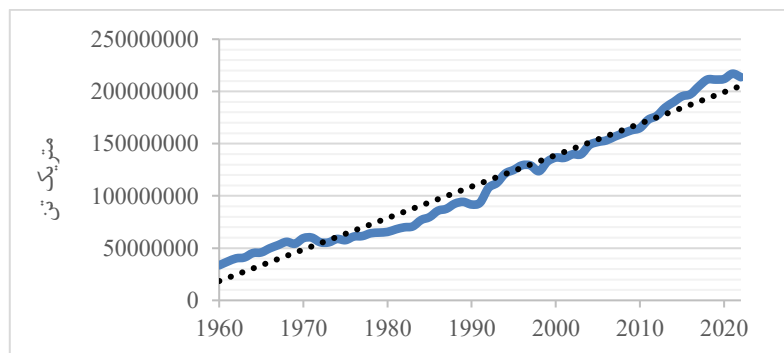
2. The 2024 edition of The State of World Fisheries and Aquaculture (SOFIA)

3. FAO

اندونزی، هند، ویتنام و بنگلادش. در بین این کشورها، چین ۳۸ درصد از تولید جهانی شیلات را به خود اختصاص داده است. پس از کشور چین و در سطح منطقه‌ای سایر کشورهای آسیایی (۳۳ درصد)، قاره آمریکا (۱۳ درصد)، اروپا (۹ درصد)، آفریقا (۶ درصد) و اقیانوسیه (۱ درصد) قرار دارند. به جز نوسانات محدود در قاره اروپا و قاره آمریکا، تولید شیلات به‌طور قابل توجهی در سال‌های اخیر افزایش یافته و روند صعودی داشته است. کشور ایران نیز با حدود ۱/۳ میلیون تن تولید شیلات در رتبه ۲۳ کشورهای جهان قرار گرفته است.

نمودار (۱) نیز روند تولید شیلات در جهان را طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۶۰ نشان می‌دهد که بر این اساس تولید کل شیلات از سال ۱۹۶۰ به تدریج افزایش یافته است. به‌منظور افزایش تولید و پاسخ‌گویی به تقاضای مصرف‌کنندگان، صید بی‌رویه از طریق روش‌های صید صنعتی غیرقانونی و مخرب مانند ماهیگیری انفجاری (با استفاده از دینامیت) و سیانید افزایش یافته و در سال‌های اخیر به یک مشکل جدی جهانی تبدیل شده است (دالوی و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۱). بر اساس گزارش فائو (۲۰۲۰) تقریباً ۳۱ درصد از مناطق ماهیگیری در جهان، صید بی‌رویه را تجربه می‌کنند. با توجه به افزایش جمعیت جهان در سال‌های آینده و اینکه انتظار می‌رود جمعیت جهان در سال ۲۰۵۰ از ۹ میلیارد نفر فراتر رود، می‌توان به راحتی پیش‌بینی کرد که تقاضا برای غذاهای دریایی و مصرف جهانی شیلات همچنان رو به افزایش است. این موضوع منجر به نگرانی‌های زیست‌محیطی فراوانی در مورد منابع شیلات شده و بنابراین سیاست‌های اصلاحی و اقدامات فوری برای تشویق تولید پایدار شیلات نه تنها به دلیل افزایش مصرف، بلکه

به دلیل چالش‌های موجود، مانند آلودگی آب و آسیب به تنوع زیستی در نتیجه صید بی‌رویه، ضروری است (کلارک و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸).<sup>۲</sup>



نمودار ۱. روند تولید شیلات در جهان (۱۹۶۰-۲۰۲۲)

مأخذ: بانک جهانی

#### 1. Clark et al.

۲. در این راستا می‌توان کشورهای G7 را نام برد که سخت در تلاش برای محافظت از محیط‌های دریایی خود هستند. برای رسیدن به این هدف، آن‌ها طرح مناطق حفاظت‌شده دریایی (MPAs) را به‌عنوان یکی از پرکاربردترین ابزارها اجرا کرده‌اند. این مناطق تعیین‌شده در دریاها و اقیانوس‌ها برای حفاظت از اکوسیستم‌های دریایی و تضمین پایداری آن‌ها در نظر گرفته شده است. در طول این سال‌ها پیشرفت قابل توجهی در این زمینه حاصل شده است. آمارها نشان می‌دهد که درصد MPAها در سال ۲۰۱۲ حدود ۱/۲ درصد بوده که متعاقباً به ۷ درصد در سال ۲۰۱۷ افزایش یافته است. در سال ۲۰۲۲، تعداد MPAها به ۱۸۴۲۹ افزایش یافته است که ۸/۱۶ درصد از کل منطقه دریایی را تشکیل می‌دهد. علاوه بر این، در راستای اهداف توسعه پایدار ۱۴ (SDG14)، یک هدف بلندپروازانه نیز برای محافظت از ۳۰ درصد اقیانوس‌ها از طریق MPA تا سال ۲۰۳۰ وجود دارد. تمرکز بر ایجاد MPAها پاسخی به هزینه اقتصادی قابل توجه ماهیگیری بی‌رویه، گزارش‌نشده و غیرقانونی (IUU) است که حداقل ۲۶ میلیارد دلار در سال تخمین زده می‌شود. ماهیگیری IUU تقریباً از هر پنج ماهی صیدشده در سطح جهان شامل یک ماهی می‌شود. برای مبارزه با این موضوع، کشورهای G7 متعهد شده‌اند که ماهیگیری IUU را تا سال ۲۰۳۰ با تکیه بر توافقنامه اقدامات بندری (PSMA) که توسط سازمان غذا و کشاورزی (FAO) در سال ۲۰۰۹ به تصویب رسیده است، حذف کنند. این تلاش‌های هماهنگ نشان‌دهنده تعهد کشورهای G7 برای حفاظت از منابع دریایی و حفظ اقیانوس‌ها برای نسل‌های آینده است (آیاد، ۲۰۲۳).

در سال‌های اخیر به دلیل تغییرات اقلیمی و نگرانی‌های مربوط به گرم شدن زمین، توجه روزافزونی به آلودگی محیط‌زیست و اثرات اقتصادی آن شده است. یکی از رویکردهای برجسته در این زمینه، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس<sup>۱</sup> (EKC) است که یک رابطه U شکل معکوس بین آلودگی محیط‌زیست و رشد اقتصادی را پیشنهاد می‌کند. فرضیه EKC، که با عنوان «اکنون رشد، بعداً تمیزی» نیز شناخته می‌شود معتقد است که آلودگی محیط‌زیست در مراحل اولیه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و سپس با رسیدن آلودگی به سطح اوج خود، با افزایش رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (یلانچی و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۲۳).

فرضیه EKC با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی آزمایش شده است. شاخص‌های مختلفی مانند انتشار CO<sub>2</sub>، ردپای اکولوژیکی و میزان آلودگی آب در آزمایش اعتبار این فرضیه استفاده شده است. دستک و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۸) استدلال می‌کنند که موضوع دیگری که به اندازه اعتبار فرضیه مهم می‌باشد، این است که از کدام شاخص آلودگی محیطی هنگام آزمایش رابطه بین آلودگی محیط‌زیست و رشد اقتصادی استفاده شود. اکثر مطالعات موجود در این زمینه به طور گسترده از انتشار CO<sub>2</sub> به عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست استفاده می‌کنند؛ این در حالیست که انتشار CO<sub>2</sub> فقط ابعاد محدودی از آلودگی محیطی را منعکس و از سایر ابعاد غفلت می‌کند. در این راستا، شاخص ردپای اکولوژیکی<sup>۴</sup> (EF) اولین بار توسط واکرناگل و ریس<sup>۵</sup> (۱۹۹۸) به عنوان شاخص جامع

- 
1. Environmental Kuznets Curve (EKC)
  2. Yilanci et al.
  3. Destek et al.
  4. Ecological Footprint (EF)
  5. Wackernagel & Rees

تخریب محیط‌زیست در ادبیات زیست‌محیطی معرفی شد. آنها EF را به‌عنوان یک شاخص محاسباتی که مصرف منابع طبیعی و ظرفیت جذب مورد نیاز برای زباله‌های تولیدشده در اقتصاد را اندازه‌گیری می‌کند، ارائه کردند. EF دارای شش جزء است که عبارتند از: مراتع، زمین‌های ماهیگیری (یسترهای صید)، زمین‌های زراعی، منطقه جنگلی، زمین‌های ساخته‌شده و ردپای کربن. از آنجا که انتشار گازهای گلخانه‌ای مانند آلاینده‌های  $CO_2$ ،  $CH_4$  و  $N_2O$  در درجه اول از فعالیت‌های تولید ناشی می‌شود، این موضوع EF را به شاخص مناسب‌تری برای تخریب محیط‌زیست تبدیل می‌کند، زیرا هم‌زمان فعالیت‌های تولید و مصرف جامعه را که می‌تواند به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم بر اکوسیستم تأثیر منفی بگذارد، در نظر می‌گیرد. در نتیجه، EF به‌طور فزاینده‌ای توسط دولت‌ها، آژانس‌ها، سیاست‌گذاران و دانشگاهیان به‌عنوان معیاری کامل برای عملکرد اکولوژیکی مورد استقبال و استفاده تجربی قرار گرفته است (فیری و تمبو<sup>۱</sup>، ۲۰۲۳).

اخیراً نقدی که به شاخص EF وارد می‌شود آنست که EF نشان دهنده تقاضای انسان برای منابع طبیعی و تأثیر آن بر محیط است. بر این اساس ظرفیت عرضه طبیعت یا دارایی‌های زیست‌محیطی موجود برای پاسخ‌گویی به این تقاضا در نظر گرفته نمی‌شود. در واقع شاخص EF، واکنش طبیعت به تخریب محیط‌زیست توسط انسان را در نظر می‌گیرد (گولوغلو و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۲۳). برای پرداختن به سمت عرضه دارایی‌های زیست‌محیطی و در دسترس بودن منابع، سیچه و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) یک شاخص جدید به نام شاخص «ضرب ظرفیت

- 
1. Phiri & Tembo
  2. Guloglu et al.
  3. Siche et al.

بار<sup>۱</sup> (LCF) را به عنوان معیار جامعی از بهداشت محیطی پیشنهاد کردند. شاخص LCF با تقسیم ظرفیت زیستی (در سمت عرضه) بر رد پای اکولوژیکی (در سمت تقاضا) محاسبه می شود. LCF بینش هایی را در مورد سمت عرضه و تقاضای دارایی های زیست محیطی ارائه می دهد و نشان دهنده یک ارزیابی جامع از سلامت محیط است (دوگان و پاتا<sup>۲</sup>، ۲۰۲۲). هنگام در نظر گرفتن مقدار عددی شاخص LCF، عدد «یک» نشان دهنده حد پایداری است و مقدار LCF بالا (بیشتر از عدد یک) نشان دهنده توانایی محیط برای مدیریت مؤثر محیط زیست است که منجر به پایداری زیست محیطی می شود. در مقابل، مقدار شاخص LCF کم تر از عدد یک نشان می دهد که ظرفیت زیستی برای مقابله با تخریب محیطی ناکافی است و در نتیجه عدم پایداری زیست محیطی ایجاد می شود (آیاد، ۲۰۲۳).

در حین آزمایش اعتبار فرضیه EKC و یا عوامل مؤثر بر تخریب محیط زیست، استفاده از یکی از مؤلفه های رد پای اکولوژیکی ممکن است سهم منحصر به فردی را به ادبیات موجود اضافه کند (یلانچی و همکاران، ۲۰۲۳). از طرفی، هر دو روابط سنتی و مبتنی بر EF توسط زیست شناسان و دانشمندان محیط زیست مورد انتقاد قرار گرفته اند؛ زیرا شکل منحنی EKC معمولی بر این فرض استوار است که آلودگی محیطی، تجمعی نیست یا می توان اثرات آن را معکوس کرد؛ در حالی که در واقعیت، آلودگی محیطی ناشی از انتشار CO<sub>2</sub>، تجمعی است و از بین رفتن تنوع زیستی، غیرقابل برگشت می باشد (آیدین و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۹). با این حال، در مورد شیلات، پویایی فرضیه سنتی EKC ممکن است معتبر باشد، زیرا اگر نرخ بهره برداری به طور قابل توجهی کاهش یابد و فراوانی جمعیت شیلات در

1. Load Capacity Factor (LCF)

2. Dogan & Pata

3. Aydin et al.



سطحی باقی بماند که بتواند «اثر آلی»<sup>۱</sup> 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 (دینگ و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۷؛ فیری و تمبو، ۲۰۲۳) و در این راستا طی سال‌های گذشته مطالعات تجربی معدودی برای مناطق مختلف جهان انجام شده است.

بیشتر این مطالعات از میزان تولید شیلات و یا ردپای زمین‌های ماهیگیری<sup>۳</sup> (FGF) به‌عنوان شاخص تخریب اکوسیستم دریایی استفاده کرده‌اند. FGF محاسبه‌کننده مناطق دریایی و آب شیرین مورد نیاز برای پاسخ‌گویی به تقاضای ماهی و غذاهای دریایی است (ییلدیریم و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۲۲). از آنجا که افزایش میزان تولید شیلات، لزوماً منعکس‌کننده تخریب محیط‌زیست دریایی نیست، این شاخص نمی‌تواند شاخص مناسبی باشد. اگرچه تجزیه و تحلیل ردپای زمین‌های ماهیگیری نیز به‌دلیل نقش فشار فعالیت‌های انسانی بر تخریب محیط‌زیست دریایی توجه تحقیقات قابل توجهی را در سال‌های اخیر به خود جلب کرده است؛ اما همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، 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 محدودیت‌ها، شاخص جدید و جامع

#### 1. Allee Effect

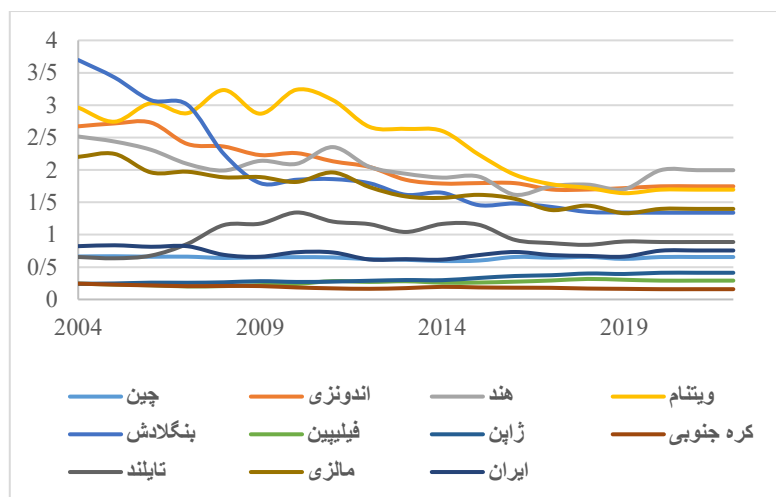
این پدیده هنگامی رخ می‌دهد که کاهش رشد جمعیت با کاهش نرخ زایایی همسو شود. این پدیده به صورت طبیعی در یک جمعیت رخ نمی‌دهد؛ بلکه زمانی که جمعیت تحت فشار باشد به‌ویژه با دخالت‌های انسان در محیط رخ می‌دهد.

#### 2. Ding et al.

#### 3. Fishing Grounds Footprint (FGF)

#### 4. Yıldırım et al.

ضریب ظرفیت بار بسترهای صید<sup>۱</sup> (FGLCF) معرفی شده است که با تقسیم ظرفیت زیستی بسترهای صید در سمت عرضه اکوسیستم بر رد پای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود. FGLCF با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت زیستی بسترهای صید و رد پای اکولوژیکی بسترهای صید، معیار پایداری زیست محیطی دقیق‌تر و جامع‌تری در زمینه صید پایدار ارائه می‌دهد. از آنجا که FGLCF بر خلاف شاخص‌های سنتی تخریب محیط زیست دریایی مانند تولید شیلات و FGF یک شاخص مستقیم از کیفیت محیط زیست دریایی است، شکل EKC را در صورت تأیید از حالت U معکوس به U تبدیل می‌کند. آباد (۲۰۲۳) و پاتا و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۳) نام این فرضیه را فرضیه منحنی ظرفیت بار بسترهای صید<sup>۳</sup> (FGLCC) نامیده‌اند.



نمودار ۲. روند ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCF) در کشورهای آسیایی منتخب (۲۰۰۴-۲۰۲۲)  
مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Fishing Grounds Load Capacity Factor (FGLCF)
2. Pata et al.
3. Fishing Grounds Load Capacity Curve (FGLCC)

بر اساس توضیحات فوق هدف اصلی این پژوهش بررسی منتخبی از عوامل اقتصادی اجتماعی مؤثر بر ضریب ظرفیت بار بسترهای صید به‌عنوان شاخص صید پایدار در چارچوب منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC) در ۱۱ کشور آسیایی تولیدکننده عمده شیلات (شامل ایران) بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۲ می‌باشد. همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، کشورهای آسیایی بیش از دو سوم کل تولید شیلات جهان را در اختیار دارند. از طرفی، برخی از این کشورها از نظر شاخص صید پایدار در وضعیت مناسبی به سر نمی‌برند. در این راستا روند حرکتی FGLCF در کشورهای مورد مطالعه طی بازه‌ی زمانی تحقیق در نمودار (۲) نشان داده شده است. بررسی این نمودار نشان می‌دهد که مقدار FGLCF در کشور چین به‌عنوان بزرگ‌ترین تولیدکننده شیلات در جهان، طی دوره مورد بررسی بین ۰/۶۷-۰/۵۹ در حال تغییر بوده است که از سطح آستانه پایداری آن (عدد یک) فاصله دارد. کشورهای فیلیپین و ژاپن علی‌رغم برخورداری از یک روند افزایشی در FGLCF، به همراه کره جنوبی از پایین‌ترین سطح صید پایدار برخوردار هستند و از سطح آستانه پایداری، فاصله قابل توجهی دارند. همچنین، اگرچه کشورهای بتگلادش، ویتنام، اندونزی، هند و مالزی از نظر شاخص صید پایدار FGLCF در سطحی بالاتر از آستانه پایداری قرار داشته‌اند و از وضعیت مطلوبی از این نظر برخوردارند؛ اما روند صید پایدار در این کشورها طی سال‌های اخیر به‌طور کلی یک روند نزولی را تجربه کرده است. روند FGLCF در کشورهای ایران و تایلند نیز در دوره مورد بررسی یک روند نوسانی بوده است و نزدیک به سطح پایداری می‌باشد. ادامه مقاله به این ترتیب سازماندهی شده است: ادبیات موضوع؛ روش‌شناسی؛ یافته‌ها و نتیجه‌گیری.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. مبانی نظری

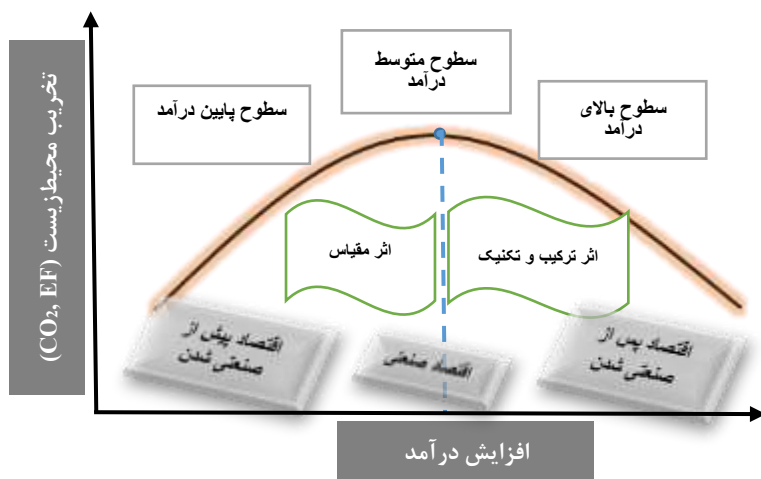
#### رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست

به طور کلی محققان با استفاده از منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) که توسط گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) مطرح شده است، ارتباط بین رشد اقتصادی و شاخص های تخریب محیطی مانند EF و انتشار  $CO_2$  را مطالعه می کنند. در واقع EKC از لحاظ نظری به این ارتباط پاسخ می دهد و معتقد است که در سطوح پایین رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و در سطوح بالای رشد اقتصادی، ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست وجود دارد (دلیری، ۱۳۹۹: ۸۲). به عبارت دیگر، EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست به شکل U معکوس می باشد (شکل ۱). فرم EKC کلاسیک بیان گر آمیزه ای از سه ارتباط عمده بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیط زیست می باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک) (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰).

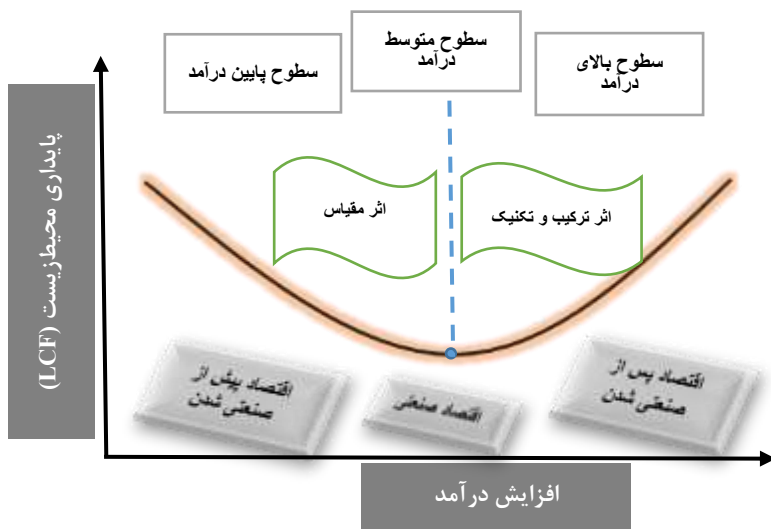
همان طور که در شکل ۱ نشان داده شده است، مرحله پیش از صنعتی شدن اقتصاد با سطوح پایین درآمد هم برای دولت و هم برای شهروندان مشخص می شود که عمدتاً به دلیل بازده اقتصادی محدود ناشی از کشاورزی است. با این حال، با شروع صنعتی شدن و دور شدن اقتصاد از بخش کشاورزی، کشورها وارد مرحله رشد سریع اقتصادی می شود که 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 می شود. این پدیده معمولاً به عنوان اثر مقیاس شناخته می شود که در آن فعالیت های اقتصادی گسترش

می‌یابد. با افزایش سطح درآمد و پیشرفت اقتصادی، کشورها وارد مرحله‌ای می‌شوند که به‌عنوان مرحله اثر ترکیب و تکنیک شناخته می‌شود و از نظر زیست‌محیطی آگاه‌تر و فعال‌تر می‌شوند. 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 (آیاد، ۲۰۲۳).

با معرفی LCF به‌عنوان شاخص جدید و جامع پایداری زیست‌محیطی، دوغان و پاتا<sup>۱</sup> (۲۰۲۲) فرضیه منحنی ظرفیت بار (LCC) را به‌عنوان یک رویکرد جدید برای EKC معرفی کردند (شکل ۱). برخلاف رویکرد سنتی EKC، رویکرد LCC یک ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و LCF را تبیین می‌کند؛ چرا که LCF برخلاف شاخص‌های سنتی تخریب محیط‌زیست  $CO_2$  و EF یک شاخص مستقیم از کیفیت محیط‌زیست است.



شکل ۱. چارچوب فرضیه LCC



شکل ۲. چارچوب فرضیه EKC

مأخذ: آیاد (۲۰۲۳)

### جمعیت و کیفیت محیط‌زیست

بدیهی است که هر فعالیت انسانی، اعم از مستقیم یا غیرمستقیم، بر کیفیت محیط زیست، به ویژه پس از انقلاب صنعتی، تأثیرگذار است. این موضوع علاقه قابل توجهی را به‌منظور درک تأثیر متغیرهای جمعیتی بر محیط‌زیست در مناطق مختلف جهان برانگیخته است. بسیاری از مطالعات از جمعیت کل به‌صورت متغیر  $P$  در مدل STIRPAT («تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری»<sup>۱</sup>) که در قسمت معرفی مدل تحقیق، تشریح می‌گردد) که توسط دیترز و رزا<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) ارائه شده است برای بررسی اثرات جمعیت، ثروت و فناوری بر محیط‌زیست استفاده کرده‌اند. بدیهی است که با افزایش جمعیت، تقاضا برای کالاهای و خدمات به‌طور طبیعی افزایش می‌یابد. این موضوع فشار بیشتری بر منابع زیست‌محیطی وارد می‌کند و منجر به افزایش استفاده از انرژی‌های ارزان می‌شود که در نهایت به تخریب محیط‌زیست کمک می‌کند (آباد، ۲۰۲۳). البته برخی از محققان ترجیح داده‌اند به جای متغیر جمعیت کل از تراکم جمعیت استفاده کنند.

اثر تراکم جمعیت بر شاخص‌های زیست‌محیطی بالاخص ضریب ظرفیت بار (LCF) به سادگی جمعیت نیست و تا حدودی مبهم است. تمرکز جمعیت در یک منطقه خاص ممکن است فشار سمت تقاضا را کاهش و پایداری زیست‌محیطی را افزایش دهد، در حالی که افزایش جمعیت در یک منطقه معین ممکن است با افزایش فشار بر طرف عرضه طبیعت، LCF را کاهش دهد. در واقع می‌توان ادعا کرد که تمرکز جمعیت در یک منطقه معین (به‌عنوان مثال، مناطق شهری)، از یک‌سو می‌تواند تأمین نیازهای اکولوژیکی افراد بیش‌تری

1. Stochastic Impact of Regression on Population, Affluence, and Technology (STIRPAT)
2. Dietz & Rosa

را با یک سیستم زیرساختی مشابه تضمین کند (اثر مثبت)؛ در حالی که از سوی مخالف، تمرکز جمعیت در یک منطقه می تواند با ایجاد محیطی چندبعدی<sup>۱</sup> مسائلی مانند کاربری زمین، کاهش آب، افزایش زباله های صنعتی و خانگی و غیره ایجاد کند که ظرفیت احیای طبیعت را کاهش دهد (اثر منفی) (اردوغان<sup>۱</sup>، ۲۰۲۴). اثر نهایی (خالص) تراکم جمعیت بر LCF به برآیند مجموع این دو اثر وابسته است.

### سرمایه انسانی و کیفیت محیط زیست

اخیراً، محققان به طور فزاینده ای بر سرمایه انسانی به عنوان یک عامل کاهش دهنده بالقوه تخریب محیط زیست در برابر تأثیرات منفی زیست محیطی رشد جمعیت تمرکز کرده اند و تأثیر مثبت آن را بر شرایط محیطی برجسته می کنند. با افزایش سطح سرمایه انسانی، آگاهی زیست محیطی و پایبندی به قوانین زیست محیطی نیز افزایش می یابد. علاوه بر این، سطوح بالاتر سرمایه انسانی می تواند انتقال انرژی را تسهیل کرده و استفاده کارآمد از انرژی را ارتقا دهد، زیرا افراد تحصیل کرده تمایل به مسئولیت پذیری بیشتری نسبت به محیط زیست نشان می دهند (دهقان شابانی<sup>۲</sup>، ۲۰۲۴). در مقابل استدلال می شود که توسعه سرمایه انسانی ممکن است تخریب محیط زیست را بدتر کند؛ زیرا نوآوری های تکنولوژیکی و تحقیق و توسعه را تشدید می کند و منجر به افزایش تقاضا برای انرژی و منابع طبیعی می شود که در نهایت به افزایش انتشار کربن و در نتیجه بدتر شدن کیفیت محیط زیست می انجامد (سیندا و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۲۳).

1. Erdogan
2. Dehghan Shabani
3. Sibanda et al.



به‌طور کلی مبانی نظری و مطالعات تجربی نشان می‌دهد که سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر اکوسیستم دریایی دارد و سرمایه انسانی بیشتر می‌تواند تأثیر مثبتی بر محیط زیست دریایی داشته باشد. سطوح بالاتر آموزش منجر به افزایش آگاهی فردی از تهدیدات محیطی و احساس قوی‌تر از نیاز به حفظ منابع طبیعی و دریایی می‌شود (آیاد، ۲۰۲۳). ژو و همکاران<sup>۱</sup> (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. علاوه بر این، دشا و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۵) استدلال کردند که افزایش آموزش و مهارت‌های سرمایه انسانی منجر به احترام بیشتر به قوانین زیست‌محیطی می‌شود. از لحاظ تاریخی، برخی از کشورها بر این رابطه تمرکز کرده‌اند تا با تقویت عامل انسانی، منافع خود را به حداکثر برسانند و از منابع دریایی محافظت کنند. به‌عنوان مثال می‌توان به برنامه کمک‌هزینه دریایی<sup>۳</sup> در ایالات متحده (مایلو و کرودر<sup>۴</sup>، ۱۹۸۳)، ماهیگیران به عنوان دانشمندان در نروژ (ندریاس و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۰۶)، و معیشت پایدار ماهیگیری در فیلیپین (تولنتینو-زوندروان و زوندروان<sup>۶</sup>، ۲۰۲۲) اشاره کرد. این ابتکارات بر اهمیت و نقش سرمایه انسانی در کمک به پایداری محیط‌زیست و حفظ منابع دریایی تأکید می‌کند.

1. Xu et al.

2. Desha et al.

3. Sea Grant Program

4. Miloy &amp; Crowder

5. Nedreaas et al.

6. Tolentino-Zondervan &amp; Zondervan

## FDI و کیفیت محیط زیست

رابطه بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI) و آلودگی محیطی از طریق دو فرضیه معروف به نام های فرضیه هاله آلودگی<sup>۱</sup> و فرضیه پناهگاه (لنگرگاه) آلودگی<sup>۲</sup> (PHH) مورد آزمایش قرار می گیرد. PHH بیان می کند که صنایع آلاینده در اقتصادهای توسعه یافته، سرمایه گذاری های خود را به مناطق کمتر توسعه یافته ای منتقل می کنند که هزینه های منابع و نیروی کار کمتری را ارائه می دهند؛ زیرا سیاست های سخت گیری زیست محیطی در اقتصادهای توسعه یافته مزیت نسبی در تولید فشرده آلودگی ایجاد می کند. بر این اساس، این صنایع به دنبال فعالیت در کشورهایی هستند که سیاست های زیست محیطی در آنها انعطاف پذیرتر است و باعث می شود که این کشورها به عنوان پناهگاه های آلودگی شناخته شوند (بیردسال و ویلر<sup>۳</sup>، ۱۹۹۱؛ کول<sup>۴</sup>، ۲۰۰۴). در مقابل، فرضیه هاله آلودگی استدلال می کند که سرمایه گذاری خارجی توسط شرکت های چند ملیتی از کاهش آلودگی از طریق انتقال فناوری های سبز و کارآمد انرژی به کشورهای میزبان حمایت می کند. به عبارت دیگر، FDI می تواند با ارائه مزایایی مانند کاهش آلودگی، استفاده کارآمد از منابع انرژی متعارف و سازگاری با سیستم های انرژی تجدیدپذیر از طریق سرمایه گذاری هایی که در آن از فناوری های پیشرفته استفاده می شود، به حفاظت از محیط زیست کشور میزبان کمک کند. در این راستا، FDI می تواند به طور مثبت بر محیط ماهیگیری تأثیر داشته باشد. این موضوع ممکن است به دلیل پیامدهای مفید FDI در بخش

1. Pollution Halo
2. Pollution Haven Hypothesis (PHH)
3. Birdsall & Wheeler
4. Cole

شیلات از طریق تکنیک‌های مدیریت مدرن، فناوری‌های پیشرفته، افزایش بهره‌وری و انتقال دانش باشد (یلانچی و همکاران، ۲۰۲۳).

### بازبودن تجاری و کیفیت محیط‌زیست

جهت‌گیری یک ملت به سمت تجارت بین‌المللی را بازبودن تجاری می‌گویند. در این راستا نسبت واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی کشور به‌عنوان معیاری برای درجه بازبودن عمل می‌کند (وو<sup>۱</sup>، ۲۰۲۲). بازبودن تجارت نقش مهمی در انتشار فناوری ایفا می‌کند؛ زیرا کشورهای دارای اقتصاد باز می‌توانند فناوری‌های جدید سازگار با محیط‌زیست را از صنایع با فناوری پیشرفته در کشورهای توسعه‌یافته وارد کنند. در مقابل، بازبودن تجارت می‌تواند ردپای زمین‌ماهیگیری را از طریق اثر ترکیب و اثر مقیاس افزایش دهد. افزایش تولید برای مقاصد صادراتی فشار بر منابع طبیعی و بخش شیلات را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، کشورهای توسعه‌یافته با مقررات سخت‌گیرانه، صنایع آلاینده را به کشورهای در حال توسعه با مقررات زیست‌محیطی سست منتقل می‌کنند (امینی‌زاده و همکاران، ۲۰۲۴).

منابع طبیعی به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر بازبودن تجارت قرار می‌گیرند؛ بنابراین می‌توان گفت که افزایش بازبودن تجارت ممکن است به افزایش ردپای ماهیگیری نیز منجر شود. این رویکرد با فرضیه پناهگاه آلودگی نیز هماهنگ است. فعالیت‌های تجاری از منابع بیشتری استفاده می‌کنند که در نتیجه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. از سوی دیگر، اگر فرضیه هاله آلودگی معتبر باشد، افزایش بازبودن تجارت ممکن است به کاهش

ردپای ماهیگیری منجر شود. تکنیک‌های مدیریت مدرن، فن آوری‌های پیشرفته و افزایش تولید در اقتصادهای میزبان ممکن است به کاهش آلودگی و افزایش کیفیت محیطی کمک کند (یلانچی و همکاران، ۲۰۲۳).

## ۲-۲. پیشنهاد پژوهش

کلارک و همکاران (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی محرک‌های اجتماعی-ساختاری مؤثر بر ردپای شیلات و مصرف غذاهای دریایی در ۱۶۲ کشور جهان طی سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۱۲ پرداخته‌اند. در این مطالعه ارزیابی شده است که چگونه سطوح توسعه اقتصادی، اندازه جمعیت و تحولات در پویایی سیستم غذایی، مانند موارد مرتبط با تولید و مصرف پروتئین غیردریایی، تغییرات در تأثیرات اکولوژیکی و مصرف غذاهای دریایی را در طول زمان نشان می‌دهد. نتایج این مطالعه با استفاده از رگرسیون اثرات ثابت<sup>۱</sup> (FE) نشان می‌دهد که جمعیت و ثروت محرک اصلی ردپای شیلات و مصرف غذاهای دریایی در کشورهای جهان هستند.

آیدین و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۹) به بررسی اثرات غیرخطی رشد اقتصادی بر ردپای اکولوژیکی در شش دسته، شامل زمین‌های زراعی، چراگاه‌ها، مناطق جنگلی، زمین‌های ماهی‌گیری، زمین‌های ساخته‌شده و زمین‌های جذب‌کننده کربن، به‌عنوان شاخص‌های تخریب محیط‌زیست در چارچوب منحنی EKC پرداخته‌اند. نمونه مورد بررسی شامل ۲۶ کشور اتحادیه اروپا<sup>۳</sup> (EU) با پوشش دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۳ و روش مورد استفاده مدل

1. Fixed Effect (FE)

2. Aydin et al.

3. European Union (EU)

رگرسیون انتقال ملایم پانلی<sup>۱</sup> (PSTR) بوده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین انواع ردپای اکولوژیکی و توسعه اقتصادی به استثنای زمین‌های ماهی‌گیری، الگوی U شکل معکوس را نشان نمی‌دهد.

راشدان و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اعتبار منحنی EKC با استفاده از «تولید شیلات تجاری»<sup>۳</sup> (CFP) به عنوان شاخص تنوع زیستی در پانلی متشکل از ۱۴ کشور (شامل ۱۰ کشور تازه صنعتی شده و ۴ کشور نو ظهور) طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۲ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و برآوردگر «حداقل مربعات معمولی پویا»<sup>۴</sup> (DOLS) نشان داد که یک رابطه N شکل بین CFP و رشد اقتصادی در پانل کشورهای منتخب وجود دارد. بر اساس سایر نتایج، توسعه مالی و واردات تأثیر منفی و معنادار و صادرات تأثیر مثبت و معنادار بر CFP داشته است. ییلدیریم و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر ردپای ماهیگیری در ۱۰ کشور مدیترانه‌ای طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. شواهد تجربی این مطالعه با استفاده از برآوردگر «میانگین گروهی تلفیقی»<sup>۶</sup> (PMG) نشان می‌دهد که برای 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 ردپای ماهیگیری یک رابطه به شکل U معکوس در کشورهای مورد مطالعه وجود دارد.

1. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)

2. Rashdan et al.

3. Capture Fisheries Production (CFP)

4. Dynamic Ordinary Least Square (DOLS)

5. Yildirim et al.

6. Pooled Mean Group (PMG)

یلانچی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به دنبال پاسخی به این پرسش هستند که آیا منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با ردپای ماهیگیری در کشور چین مرتبط است؟ براین اساس، این مطالعه اعتبار فرضیه EKC را با استفاده از ردپای بسترهای ماهی‌گیری (FGF) به عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست در چین از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷ آزمون می‌کند. به این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی<sup>۲</sup> (ARDL) و همچنین از کل تولید شیلات چین به عنوان متغیر کنترل استفاده شده است. نتایج این پژوهش شواهدی برای اعتبار EKC در بلندمدت ارائه می‌دهد. همچنین، کل تولید شیلات تأثیر مضری بر محیط‌زیست دارد.

کریمی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با استفاده از مجموعه داده‌های ۱۷ کشور منطقه آسیا-اقیانوسیه بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷، سعی در بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر ردپای اکولوژیکی بخش ماهیگیری داشته‌اند. سهم اصلی این مطالعه بررسی اثرات نه شاخص آزادی اقتصادی و همچنین سایر متغیرهای کنترلی بر وضعیت منابع شیلات به دلیل فشار محیطی است. یافته‌های این مطالعه با به کارگیری تکنیک اقتصادسنجی فضایی، فرضیه EKC را در ردپای زمین‌های ماهی‌گیری تأیید می‌کند. سایر متغیرهای کنترلی، از جمله رانت منابع طبیعی، شهرنشینی و شدت انرژی، تأثیر معناداری بر ردپای ماهیگیری ندارند. مؤلفه‌های مختلف آزادی اقتصادی تأثیرات متفاوتی از خود نشان می‌دهند؛ در حالی که تأثیرات تجمعی آنها در قالب شاخص کل آزادی اقتصادی تأثیر مثبتی بر ردپای ماهیگیری می‌گذارد و منجر به افزایش برداشت از منابع ماهیگیری می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که

1. Yilanci et al.

2. Autoregressive Distributed lag (ARDL)

3. Karimi et al.

شاخص‌های یکپارچگی دولت، بار مالیاتی، آزادی کسب و کار و آزادی پولی ردپای ماهیگیری را افزایش می‌دهند. در مقابل، شاخص‌های آزادی تجارت و آزادی سرمایه‌گذاری، با برجسته کردن اثرات نامطلوب ماهیگیری بر محیط‌زیست، به کشورها کمک می‌کند تا فشار بر منابع آبی خود را کاهش دهند. یافته‌های این مطالعه بر اهمیت بررسی چگونگی تأثیر ابعاد مختلف آزادی اقتصادی بر توانایی مدیریت مؤثر منابع شیلات تأکید می‌کند.

فیری و تمبو<sup>۱</sup> (۲۰۲۳) به بررسی منحنی EKC به شکل N (مکعبی) مبتنی بر ماهیگیری (FEKC) در نمونه‌ای متشکل از ۴۸ کشور آفریقایی بین سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. به این منظور از رگرسیون چندک که دارای قابلیت شناسایی عدم تقارن موجود در توزیع داده‌های سری زمانی می‌باشد، استفاده و تحلیل تجربی در سطوح قاره‌ای، منطقه‌ای و خاص هر کشور انجام شده است. یافته‌های این پژوهش نشان‌دهنده وجود FEKC به شکل N برای نمونه کامل در چندک‌های ۲۵<sup>th</sup> و ۷۵<sup>th</sup> است. همچنین، این رابطه برای کشورهای جنوب قاره آفریقا در امتداد اقیانوس اطلس و همچنین کشورهای غرب آفریقا که در امتداد خلیج گینه قرار دارند، تأیید می‌شود. در مقابل، کشورهای مستعد درگیری که در امتداد دریای مدیترانه، اقیانوس هند و یا محصور در خشکی قرار دارند، دارای FEKC به شکل N معکوس یا فاقد FEKC هستند.

آیاد<sup>۲</sup> (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه U شکل بین درآمد سرانه و ضریب ظرفیت بار بسترهای ماهیگیری (FGLCF) در کشورهای G7 از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. یافته‌های

1. Phiri & Tembo  
2. Ayad

این پژوهش با به کارگیری تحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و برآوردگر «میانگین گروهی تلفیقی»<sup>۱</sup> (PMG) نشان‌گر یک رابطه U شکل بین درآمد سرانه و FGLCC و تأیید منحنی ظرفیت بار بسترهای ماهیگیری (FGLCC) در کشورهای مورد مطالعه است. علاوه بر این، سایر نتایج این مقاله نشان می‌دهد که انرژی‌های تجدیدپذیر و سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنادار و جمعیت و مصرف انرژی سرانه اثر منفی بر اکوسیستم دریایی دارند.

پاتا و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای اعتبار EKC و منحنی ظرفیت بار ماهیگیری (FLCC) را برای ۲۰ کشور برتر جهان از نظر ماهیگیری بررسی کرده‌اند. به این منظور، از رویکردهای داده‌های پانل نسل دوم (شامل آزمون هم‌جمعی LM پانل، میانگین گروهی با اثرات همبسته مشترک و آزمون علیت پانلی دومیترسکو-هورلین) برای دوره بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که ظرفیت بار ماهیگیری (ظرفیت زیستی مناطق ماهیگیری تقسیم بر ردپای اکولوژیکی در آن مناطق) ابتدا با افزایش درآمد سرانه کاهش می‌یابد و سپس بالاتر از سطح مشخصی از ثروت، افزایش می‌یابد. به‌طور کلی بر اساس نتایج به‌دست‌آمده 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.

یلانچی و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای فرضیه هاله/ پناهگاه آلودگی و اعتبار فرضیه EKC را در اندونزی با در نظر گرفتن ردپای ماهیگیری (FF) به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۷۶ آزمون کرده‌اند. نتایج این پژوهش با به کارگیری

1. Pooled Mean Group (PMG)

2. Pata et al.



آزمون هم‌گرایی باند ARDL شواهدی از اعتبار فرضیه هاله آلودگی و EKC ارائه می‌کند. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت در بخش شیلات اثر منفی بر FF دارد. اعتبار فرضیه EKC با نقطه عطف تخمینی حدود ۴۵۷۹ دلار آمریکا نشان می‌دهد که محیط ماهیگیری اندونزی تا زمانی که سطح GDP سرانه به این عدد برسد، بدتر می‌شود و سپس پس از این نقطه بهبود می‌یابد.

امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی تعیین‌کنندگان اصلی ردپای زمین‌های ماهیگیری در ۱۵۶ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۰۱ با در نظر گرفتن اثرات فضایی بین کشورهای همسایه پرداخته‌اند. به این منظور، از مدل دوربین فضایی پویا<sup>۱</sup> برای بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم GDP، ظرفیت بیولوژیکی، باز بودن تجارت، جمعیت و شهرنشینی بر ردپای زمین‌های ماهیگیری در کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده شده است. نتایج نشان داد که: (۱) وابستگی فضایی مثبت و معنی‌داری در ردپای زمین‌های ماهیگیری بین کشورها وجود دارد. (۲) فرضیه منحنی کوزنتس محیطی U شکل معکوس در کوتاه‌مدت و بلندمدت معتبر است. (۳) ردپای زمین‌های ماهیگیری به‌طور منفی تحت تأثیر ظرفیت زیستی و شهرنشینی در کشورهای همسایه است؛ در حالی که جمعیت به‌طور مستقیم ردپای ماهیگیری را افزایش می‌دهد.

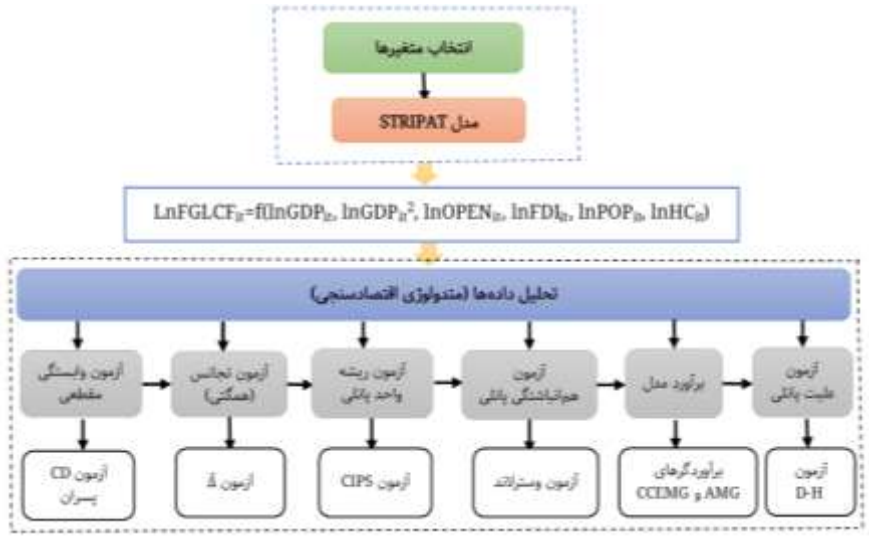
علی‌رغم آنکه مطالعات تجربی بسیار گسترده‌ای در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست و صحت فرضیه EKC در نمونه‌های مختلف کشوری و بین‌کشوری انجام شده است، دانش علمی در مورد عوامل مؤثر بر تولید شیلات و EKC مبتنی بر آن در مراحل اولیه توسعه خود می‌باشد و دامنه وسیعی برای گسترش ادبیات تجربی در این زمینه وجود دارد. در

این راستا می‌توان کشورهای آسیایی را به‌عنوان یک نمونه خاص مورد توجه و آزمون تجربی قرار داد؛ چراکه این کشورها بیش از دوسوم از کل تولید جهانی شیلات را به خود اختصاص داده‌اند (سازمان غذا و کشاورزی، ۲۰۲۳). از طرفی، بیشتر مطالعات محدود قبلی در زمینه موضوع تحقیق بر روی تولید شیلات و تقاضای دارایی‌های دریایی با استفاده از شاخص ردپای ماهیگیری متمرکز بوده‌اند. در حالی‌که شاخص جدید و جامع ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCF) که با تقسیم ظرفیت‌زیستی بسترهای صید در سمت عرضه‌ی اکوسیستم بر ردپای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود، با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت‌زیستی بسترهای صید و ردپای اکولوژیکی بسترهای صید، معیار پایداری زیست‌محیطی دقیق‌تر و جامع‌تری در این زمینه ارائه می‌دهد. علاوه بر این، بررسی عوامل مؤثر بر تولید شیلات و EKC مبتنی بر آن بالاخص در سطوح منطقه‌ای با از استفاده از برآورد گره‌های سنتی (آزمون‌های نسل اول) به دلیل بروز مسأله «وابستگی مقطعی»<sup>۱</sup> ممکن است منجر به نتایج غیرقابل اطمینان و کاذب گردد. بر این اساس و در جهت رفع محدودیت‌های فوق، پژوهش حاضر به بررسی عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر FGLCF در چارچوب منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC) در مهم‌ترین کشورهای آسیایی تولیدکننده شیلات بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۲ و با به‌کارگیری رویکردهای داده‌های پانل نسل دوم (شامل آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی با وابستگی مقطعی، میانگین گروهی تعمیم‌یافته (AMG)، میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک (CCEMG) و آزمون علیت پانلی دومیترسکو-هورلین) پرداخته است.

## 1. Cross-Sectional Dependence

### ۳. مدل و روش تحقیق

در شکل (۲) فلوجارت مدل‌سازی و روش تحقیق نشان داده شده است که در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.



شکل ۲. فلوجارت مدل‌سازی و روش تحقیق

### ۳-۱. مدل تحقیق

مدل این پژوهش برگرفته از مدل «تأثیر تصادفی رگرسیون بر جمعیت، ثروت و فناوری» (STIRPAT) می‌باشد که در مطالعه تجربی دیتز و روزا (۱۹۹۷) پایه‌ریزی شده است. این مدل، نسخه به روز مدل IPAT می‌باشد که توسط ارلیچ و هولدرن<sup>۱</sup> (۱۹۷۱) در بررسی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر سطح کیفیت محیط‌زیست ارائه شده است. مدل IPAT یک معادله حسابداری استاندارد به صورت زیر است که در بررسی اثرات زیست‌محیطی (I) از طریق سه عامل متمایز به نام‌های جمعیت (P)، ثروت (A) و فناوری (T) استفاده می‌شود:

1. Ehrlich & Holdren

$$I = P \times A \times T) \quad (۱)$$

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

$$I_{it} = \emptyset P_{it}^{\Phi_1} A_{it}^{\Phi_2} T_{it}^{\Phi_3} \epsilon_{it} \quad (۲)$$

در رابطه فوق،  $\emptyset$  عبارت ثابت،  $i$  و  $t$  به ترتیب مقاطع (کشورها) و بازه (دوره) زمانی،  $\Phi_1$ ،  $\Phi_2$  و  $\Phi_3$  پارامترهای PAT و  $\epsilon$  باقیمانده مدل (جزء خطای تصادفی) است. شایان ذکر است که مدل STIRPAT را می‌توان با اضافه کردن شاخص‌های بیشتر، تغییر شکل و توسعه داد (لیو و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۲۲). برای تبدیل معادله (۲) به فرم جمع‌پذیر، باید این معادله را به شکل لگاریتمی بازنویسی کرد. در این صورت می‌توان کشش‌های مربوط به هر یک از پارامترها را برآورد کرد. بر این اساس، خواهیم داشت (دجدایت و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۲۴):

$$\ln I_{it} = \ln \emptyset + \Phi_1 \ln P_{it} + \Phi_2 \ln A_{it} + \Phi_3 \ln T_{it} + \ln \epsilon_{it} \quad (۳)$$

با تکیه بر این مدل نظری، مدل تجربی پژوهش حاضر با توجه به مطالعات تجربی آیاد (۲۰۲۳) و یلانچی و همکاران (۲۰۲۳) و در چارچوب فرضیه «منحنی ظرفیت بار» (LCC)، به صورت زیر در قالب یک مدل پانل دیتا طراحی شده است:

$$\ln FGLCF_{it} = \Phi_0 + \Phi_1 \ln GDP_{it} + \Phi_2 \ln GDP_{it}^2 + \Phi_3 \ln POP_{it} + \Phi_4 \ln OPEN_{it} + \Phi_5 \ln FDI_{it} + \Phi_6 \ln HC_{it} + \epsilon_{it} \quad (۴)$$

در رابطه فوق متغیرها به صورت زیر تعریف شده‌اند:

1. Liu et al.
2. Djedaiet et al.

ln: لگاریتم طبیعی؛

FGLCF: ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (زمین‌های ماهی‌گیری)؛ FGLS با تقسیم ظرفیت زیستی بسترهای صید در سمت عرضه‌ی اکوسیستم (FGBIO) (به‌صورت سرانه و بر حسب هکتارهای جهانی) بر ردپای اکولوژیکی بسترهای صید (FGEF) (به‌صورت سرانه و بر حسب هکتارهای جهانی) در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود و با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت زیستی بسترهای صید و ردپای اکولوژیکی بسترهای صید، معیار پایداری زیست‌محیطی دقیق‌تر و جامع‌تری در زمینه بسترهای صید ارائه می‌دهد:

$$FGLCF = \frac{\text{per capita FGBIO (Global hectares)}}{\text{per capita FGEF (Global hectares)}} \quad (۵)$$

در شاخص FGLCF، حد آستانه پایداری، عدد «یک» است که نشان می‌دهد وضعیت اکوسیستم دریایی یک کشور/منطقه زمانی که FGLCF کمتر از عدد یک باشد، ناپایدار است و زمانی که از عدد «یک» فراتر رود، پایدار است. منبع جمع‌آوری داده‌های این متغیر شبکه ردپای جهانی<sup>۱</sup> (GFN) می‌باشد.

GDP: تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری درآمد سرانه و رشد اقتصادی؛ در صورت عدم رد فرضیه FGLCC انتظار بر آنست که ضرایب برآوردی این متغیر و مجذور آن، معنادار و به‌ترتیب منفی و مثبت باشد؛ یعنی:  $\Phi_1 < 0, \Phi_2 > 0$ . در این حالت نقطه بازگشت (مینیمم) منحنی FGLLC از طریق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$GDP^* = \exp\left(-\frac{\Phi_1}{2\Phi_2}\right) \quad (۶)$$

POP: جمعیت کل؛

OPEN: درجه بازبودن تجاری؛ که به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP

و بر حسب درصد تعریف می شود.

FDI: سرمایه گذاری مستقیم خارجی که به صورت سهم خالص ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی از GDP و بر حسب درصد تعریف می شود. منبع داده های کلیه متغیرهای فوق شاخص های توسعه جهانی<sup>۱</sup> (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

HC: شاخص سرمایه انسانی؛ این شاخص از جدول جهانی پن<sup>۲</sup> (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. همچنین،  $i$  نشان دهنده ۱۱ کشور آسیایی ( $i=1, \dots, 11$ ) که در فهرست مهم ترین تولید کنندگان ماهی در جهان قرار دارند<sup>۳</sup> (شامل کشورهای: چین، اندونزی، هند، ویتنام، بنگلادش، فیلیپین، ژاپن، کره جنوبی، تایلند، مالزی و ایران)،  $t$  نشان دهنده بازه ی زمانی پژوهش (۲۰۲۲-۲۰۰۴) و  $\epsilon_{it}$  جزء خطای معادله رگرسیونی است. در جدول (۱) به طور خلاصه، متغیرها، نماد، واحد و نحوه اندازه گیری آن ها به همراه منبع جمع آوری داده های هر متغیر نشان داده شده است.

1. World Development Indicators (WDI)

2. Penn World Table (PWT)

۳. بر اساس آمار بانک جهانی در سال ۲۰۲۲، این کشورها به ترتیب بر اساس میزان تولید در رده بندی مهم ترین تولید کنندگان شیلات در بین کشورهای آسیایی هستند که میزان تولید شیلات آنها حداقل از یک میلیون تن بیشتر می باشد. شایان ذکر است که کشور میانمار نیز می توانست در این لیست قرار داشته باشد که به دلیل فقدان دسترسی کامل به داده های آماری، حذف شده است.

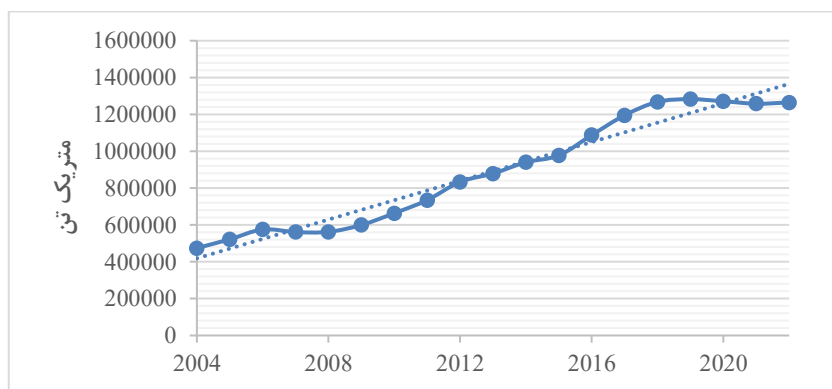
جدول ۱. متغیرها و منابع داده‌ها

| منبع               | واحد و نحوه اندازه‌گیری                                                                                           | نماد  | متغیر                      |
|--------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------|----------------------------|
| GFN (۲۰۲۴)         | نسبت ظرفیت زیستی بسترهای صید (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی بسترهای صید (بر حسب سرانه هکتار جهانی) | FGLCF | ضریب ظرفیت بار بسترهای صید |
| WDI (۲۰۲۴)         | تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)                                          | GDP   | رشد اقتصادی                |
| WDI (۲۰۲۴)         | جمعیت کل (بر حسب نفر)                                                                                             | POP   | جمعیت                      |
| WDI (۲۰۲۴)         | نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP (بر حسب درصد)                                                                   | OPEN  | درجه بازبودن تجاری         |
| WDI (۲۰۲۴)         | سهم خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از GDP (بر حسب درصد)                                                     | FDI   | سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی  |
| نسخه ۱۰ PWT (۲۰۲۴) | پیشرفت سال‌های تحصیل                                                                                              | HC    | سرمایه انسانی              |

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار (۳) روند تولید شیلات در ایران را طی دوره‌ی زمانی پژوهش نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است میزان تولید شیلات در ایران با یک روند صعودی چشم‌گیر از حدود ۰/۴۷ میلیون متریک تن در سال ۲۰۰۴ به مقداری حدود ۱/۲۷ میلیون متریک تن در سال ۲۰۲۲ افزایش یافته است که دلیل آن افزایش تقاضا برای غذاهای دریایی به دنبال افزایش جمعیت کشور می‌باشد. البته سهم ایران از میزان کل تولید شیلات جهان میزان اندکی است و در قیاس با سایر کشورهای آسیایی مورد مطالعه از کم‌ترین میزان تولید شیلات برخوردار می‌باشد. به‌طور مثال در سال ۲۰۲۲ (آخرین سال مربوط به این پژوهش)، سهم ایران از کل

تولید شیلات جهان حدود ۰/۶ درصد بوده است و در بین کشورهای مورد مطالعه بعد از کشورهای چین با حدود ۸۹ میلیون متریک تن، اندونزی با حدود ۲۲ میلیون متریک تن، هند با حدود ۱۶ میلیون متریک تن، ویتنام با حدود ۸/۸ میلیون متریک تن، بنگلادش با حدود ۴/۸ میلیون متریک تن، فیلیپین با حدود ۴/۲ میلیون متریک تن، ژاپن با حدود ۳/۹ میلیون متریک تن، کره جنوبی با حدود ۳/۷ میلیون متریک تن، تایلند با حدود ۲/۴ میلیون متریک تن، مالزی با حدود ۱/۹ میلیون متریک تن در رتبه انتهایی قرار می گیرد.



نمودار ۳. روند تولید شیلات در ایران طی دوره‌ی ۲۰۰۴-۲۰۲۲

مأخذ: بانک جهانی

### ۳-۲. روش تحقیق

#### آزمون «وابستگی مقطعی»

گام نخست در تجزیه و تحلیل‌های داده‌های پانلی، انجام آزمون «وابستگی مقطعی» (CD) است؛ چراکه در صورت تأیید وابستگی مقطعی استفاده از آزمون‌های معمول (نسل اول) ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی ممکن است منجر به نتایج کاذب شود. به این منظور،



آزمون‌های متعددی پیشنهاد شده است که در این مطالعه از آزمون CD پسران<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. همچنین، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌کند و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است. برای پانل‌های متوازن آماره‌ی آزمون  $CD_P$  به صورت رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$CD_P = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

در رابطه فوق  $\hat{\rho}_{ij}$  ضریب همبستگی بین باقیمانده‌های حاصل از برآوردهای OLS منفرد است (گل‌خندان و محمدیان‌منصور، ۱۴۰۲).

### آزمون همگنی

گام دوم، بحث عدم تجانس (همگنی) است. به علت ویژگی هر کشور نمی‌توان فرض تجانس را برای پارامترهای اعضای نمونه در نظر گرفت و در نظر گرفتن فرض تجانس در تحلیل رابطه بین متغیرها ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. به منظور بررسی آزمون عدم تجانس بین اعضای نمونه، از آزمون ارائه‌شده توسط پسران و یاماگاتا<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) که به آن آزمون «دل‌تا مد»<sup>۳</sup> نیز گفته می‌شود، استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر

1. Pesaran

2. Pesaran & Yamagata

3. Delta Tilde

عبارت است از یکسان بودن شیب، برای تمام اعضای نمونه و فرضیه مقابل به عدم تعانس شیب در بین اعضای نمونه اشاره دارد. آماره این آزمون به صورت زیر تعریف می شود:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \rightarrow \chi^2_k \quad (8)$$

که در آن S و K به ترتیب نشان دهنده آماره سوامی و رگرسورها هستند (آیاد، ۲۰۲۳). در رابطه بالا،  $\tilde{S}$  از طریق رابطه زیر به دست می آید:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \frac{\hat{x}_i M_{\tau} x_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (9)$$

که در رابطه فوق،  $\tilde{\beta}_{WFE}$  به ترتیب به برآورد کننده OLS تلفیقی و برآورد کننده تلفیقی اثرات ثابت وزنی  $\beta_i$ ،  $M_{\tau}$  به ماتریس شناسایی و  $\tilde{\sigma}_i^2$  به برآورد کننده  $\sigma_i^2$  اشاره دارد (گل خندان و محمدیان منصور، ۱۴۰۲).

### آزمون ریشه واحد

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 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<sup>۱</sup> (CIPS) می باشد که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. وی جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین مقاطع، از

1. Cross-sectional Im, Pesaran, Shin (CIPS)

رگرسیون دیکي فولر تعمیم یافته مقطعی<sup>۱</sup> (CADF) که با استفاده از روش OLS برای آزمون مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرد. آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره‌های ADF مقطعی فردی به صورت زیر می‌باشد:

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (10)$$

که در رابطه فوق،  $t_i$  آماره  $t$  برآورد  $\gamma_i$  در معادله زیر می‌باشد:

$$\Delta y_t = \beta_i + p_i T + \gamma_i y_{t-1} + \beta_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^m \theta_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^m \rho_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it-1} \quad \Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N \Delta y_{it}$$

که در رابطه فوق  $y_{it}$  متغیر مورد بررسی و  $\beta_i$  و  $T$  نشان‌دهنده عرض از مبدأ و روند زمانی هستند. فرضیه صفر در آزمون CIPS به ریشه واحد (نامانایی) متغیر مورد بررسی اشاره می‌کند (دهقان‌شبابی، ۲۰۲۴).

### آزمون هم‌انباشتگی پانلی

در صورت وجود متغیرهای نامانا در مدل، بایستی این مسأله ارزیابی شود که آیا بین متغیرهای تحت بررسی، هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) وجود دارد یا خیر؟ به این منظور در این مطالعه از آزمون هم‌انباشتگی نسل دوم پیشنهادی وسترلاند<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) استفاده شده است. دلیل استفاده از این آزمون آنست که می‌تواند بر مشکل وابستگی مقطعی غلبه کند و بنابراین نتایج دقیق‌تر و سازگارتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی معمول ارائه می‌دهد.

1. Cross-sectional Augmented Dicky Fuller (CADF)
2. Westerlund

چراکه این رویکرد بر اساس پویایی ساختاری است تا رویکردهای مبتنی بر باقیمانده. روش هم انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷) را می‌توان در معادله ارائه کرد. این آزمون بر این اساس طراحی شده است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به این که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۶). وسترلوند (۲۰۰۷) چهار آماره مختلف را به منظور بررسی هم‌انباشتگی پانلی به شرح زیر پیشنهاد داده است. آماره‌های پانل  $P_\alpha$  و  $P_\tau$  که به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند و آماره‌های میانگین گروه  $G_\alpha$  و  $G_\tau$  که فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی را آزمون می‌کنند.

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\Psi}_i}{SE(\hat{\Psi}_i)} \quad (12) \quad G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\Psi}_i}{\hat{\Psi}_i(1)} \quad (13)$$

$$P_\tau = \frac{\hat{\Psi}}{SE(\hat{\Psi})} \quad (14) \quad P_\alpha = T\hat{\Psi} \quad (15)$$

در رابطه فوق  $\hat{\Psi}$  سرعت تعدیل از تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت است. در این آزمون از روشی تحت عنوان بوت‌استرپ برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده می‌شود که در این مطالعه تعداد بوت‌استرپ‌ها عدد ۴۰۰ در نظر گرفته شده است. همچنین طول وقفه بهینه با به کارگیری معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره بارتلت-کرنل به صورت  $4(T/100)^{2/9}$  تعیین می‌شود (واسترلوند، ۲۰۰۷: ۷۲۵).

### برآورد کشش‌های بلندمدت

در صورت عدم توجه به دو موضوع وابستگی مقطعی و ناهمگنی در یک مدل داده‌های پانل، برآوردهای اتخاذ شده می‌توانند یافته‌های متناقض و تورش‌داری را تولید کنند که منجر به تفسیر نادرست نتایج شود (وانگ و دونگ<sup>۱</sup>، ۲۰۱۹). در پاسخ به این مسائل، ابرهارت و باند<sup>۲</sup> (۲۰۰۹) رویکرد میانگین گروهی تعمیم یافته<sup>۳</sup> (AMG) را پیشنهاد کرده‌اند. فرآیند دوفازی AMG در معادلات روابط (۱۶) و (۱۷) بیان شده است:

$$\begin{aligned} \text{AMG regression (first - phases): } \Delta Y_{it} \\ = a_i + \beta_1 \Delta x_{it} + \gamma_i g_t + \sum_{t=2}^T \eta_{it} \Delta R_t + \mu_{it} \end{aligned} \quad (16)$$

$$\text{AMG regression (second - phases): } \hat{\beta}_{AMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (17)$$

به منظور بررسی استحکام نتایج نسبت به نوع برآوردگر اتخاذ شده از تکنیک میانگین گروهی با اثرات همبسته مشترک<sup>۴</sup> (CCEMG) نیز استفاده شده است. ریشه واحد، وابستگی مقطعی و ناهمگنی شیب و همچنین عوامل ناهمگن غیرقابل مشاهده همگی با این تکنیک قابل کنترل هستند (پسران، ۲۰۲۱). در معادله (۱۸)، ظاهر عملکردی این آزمون به صورت زیر نشان داده شده است (ثاقب و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۲۴):

$$\text{CCEMG regression: } \hat{\Pi}_{MG} = 2\hat{\Pi}_{MG} - \frac{1}{2}(\hat{\Pi}_{MG}^a + \hat{\Pi}_{MG}^b) \quad (18)$$

- 
1. Wang & Dong
  2. Eberhardt & Bond
  3. Augmented Mean Group (AMG)
  4. Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG)
  5. Saqib et al.

نیمه اول ( $t=1,2,\dots, T/2$ ) و نیمه دوم ( $t=T/2+1, T/2+2,\dots, T$ ) برآوردگر CCEMG به ترتیب با  $\hat{\Pi}_{MG}^a$  و  $\hat{\Pi}_{MG}^b$  نشان داده می‌شود. در روش CCEMG، عوامل مشترک به عنوان جملات تصادفی محسوب می‌شوند؛ در حالی که در روش AMG، عوامل مشترک دارای پروسه‌های پویای مشترک هستند که به مقادیر واقعی خود بستگی دارند (ابرهارت و تیل<sup>۱</sup>، ۲۰۱۰).

### 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<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) بررسی کرد. این روش به غلبه بر مشکل وابستگی مقطعی و ناهمگنی کمک می‌کند (وانگ و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۲۰). علاوه بر این، استفاده از این روش بسیار انعطاف‌پذیر است؛ زیرا می‌توان از آن در موارد  $N < T$  و  $N > T$  و همچنین پانل‌های نامتوازن استفاده کرد (دوغان و سکر<sup>۴</sup>، ۲۰۱۶). در این آزمون، از مدل خطی زیر برای بررسی ارتباط علی بین دو متغیر  $X$  و  $Y$  استفاده می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

در رابطه فوق،  $\alpha_i$  بیان‌گر جمله ثابت،  $\gamma_i^{(k)}$  بیان‌گر پارامتر وقفه،  $K$  بیان‌گر طول وقفه و  $\beta_i^{(k)}$  بیان‌گر ضریب شیب است. در این آزمون فرض می‌شود که تمام ضرایب بین

1. Eberhardt & Teal
2. Dumitrescu & Hurlin,
3. Wang et al.
4. Dogan & Seker

کشورها، متفاوت (ناهمگن) می‌باشند و بر این اساس فرضیه صفر به عدم وجود علیت همگن<sup>۱</sup> (Hnc) اشاره می‌کند. برای آزمون فرضیه صفر، آمار والد برای کل پانل با میانگین‌گیری مقادیر آمار والد منفرد برای هر مقطع محاسبه می‌شود:

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (20)$$

در مورد  $T > N$ ، دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲) استفاده از آزمون آماری زیر را پیشنهاد کردند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۰: ۶):

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \left[ \frac{N}{2K} \right]^{\frac{1}{2}} (W_{N,T}^{Hnc} - K) \rightarrow N(0,1) \quad (21)$$

#### ۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج تجربی

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 کل (POP) است (که البته چون این متغیر به صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شود، این پراکندگی به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به شاخص سرمایه انسانی (HC) اختصاص دارد. میانگین FGLCF عددی معادل ۱/۲۰۷ می‌باشد؛ که گویای این موضوع است که به طور کلی وضعیت بسترهای صید طی دوره‌ی مورد بررسی در بین کشورهای مورد مطالعه از سطح پایداری آن (یعنی عدد یک) تا حدودی بیشتر بوده است. همچنین، بر اساس مقدار آماره جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از

توزیع نرمال برخوردار برخوردار نیستند. چرا که سطح احتمال آن‌ها کم‌تر از ۰/۰۱ برآورد شده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی

| متغیر         | FGLCF  | GDP       | POP                | OPEN    | FDI     | HC     |
|---------------|--------|-----------|--------------------|---------|---------|--------|
| میانگین       | ۱/۲۰۷  | ۹۰۲۷/۷۰۹  | $3/27 \times 10^8$ | ۷۵/۹۱۶  | ۲/۱۸۳   | ۲/۶۳۱  |
| میانه         | ۰/۸۹۵  | ۴۷۴۸/۰۳۰  | $9/97 \times 10^7$ | ۵۵/۸۲۵  | ۱/۶۳۵   | ۲/۵۵۶  |
| ماکسیمم       | ۳/۶۹۶  | ۳۶۲۰۲/۶۴۰ | $1/42 \times 10^9$ | ۲۱۰/۳۷۴ | ۱۳/۱۰۲  | ۳/۸۴۶  |
| مینیمم        | ۰/۱۵۹  | ۷۲۳/۴۸۰   | $2/53 \times 10^7$ | ۲۳/۶۶۴  | ۰/۰۰۹   | ۱/۷۲۵  |
| انحراف معیار  | ۰/۸۶۹  | ۱۰۷۵۲/۹۲۰ | $4/76 \times 10^8$ | ۴۵/۳۰۶  | ۲/۰۱۵   | ۰/۵۳۰  |
| چولگی         | ۰/۵۸۷  | ۱/۵۶۷     | ۱/۶۱۴              | ۰/۹۹۸   | ۲/۳۳۱   | ۰/۵۶۲  |
| کشیدگی        | ۲/۳۸۸  | ۳/۸۹۱     | ۳/۷۱۸              | ۲/۸۶۸   | ۱۰/۶۸۲  | ۲/۴۷۵  |
| جارك-برا      | ۱۵/۲۴۷ | ۹۲/۴۲۷    | ۹۵/۲۲۲             | ۳۴/۸۴۱  | ۷۰۳/۰۰۵ | ۱۳/۴۰۱ |
| احتمال        | ۰/۰۰۰  | ۰/۰۰۰     | ۰/۰۰۰              | ۰/۰۰۰   | ۰/۰۰۰   | ۰/۰۰۱  |
| تعداد مشاهدات | ۲۰۹    | ۲۰۹       | ۲۰۹                | ۲۰۹     | ۲۰۹     | ۲۰۹    |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در قسمت الف جدول (۲) ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه شده است که بر این اساس ضریب همبستگی لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه ( $\ln GDP$ )، لگاریتم طبیعی جمعیت ( $\ln POP$ )، لگاریتم طبیعی درجه بازبودن تجاری ( $\ln OPEN$ )، لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ( $\ln FDI$ ) و لگاریتم طبیعی سرمایه انسانی ( $\ln HC$ )، با متغیر وابسته مدل یعنی لگاریتم طبیعی ضریب ظرفیت بار بسترهای صید ( $\ln FGLCF$ )، به ترتیب برابر با ۰/۶۶۹، ۰/۲۰۷، ۰/۱۵۷، ۰/۴۰۵ و ۰/۶۶۲- است.



در قسمت ب جدول (۲) نتایج آزمون عامل تورم واریانس<sup>۱</sup> (VIF) به منظور بررسی مسئله هم خطی چندگانه در داده‌های پژوهش 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. توجه به این نکته مهم است که با افزایش VIF، قابلیت اطمینان نتایج تخمین کاهش می‌یابد (ژیوان و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۲۳). یافته‌ها حاکی از آن است که مقدار VIF همه متغیرها کم‌تر از عدد ۵ است. از این رو، می‌توان گفت که در داده‌ها هم خطی چندگانه وجود ندارد.

جدول ۳. ضریب همبستگی و هم خطی چندگانه

| قسمت الف. ماتریس ضریب همبستگی | قسمت ب: آزمون هم خطی چندگانه |      |        |        |        |        | متغیر   |
|-------------------------------|------------------------------|------|--------|--------|--------|--------|---------|
|                               | VIF                          | lnHC | lnFDI  | lnOPEN | lnPOP  | lnGDP  | lnFGLCF |
|                               | -                            |      |        |        |        |        | ۱       |
|                               | ۲/۹۳۷                        |      |        |        |        | ۱      | -۰/۶۶۹  |
|                               | ۳/۲۲۱                        |      |        |        | ۱      | -۰/۳۵۶ | ۰/۲۰۷   |
|                               | ۳/۹۷۹                        |      |        |        | -۰/۵۶۴ | ۰/۰۵۸  | ۰/۱۵۷   |
|                               | ۱/۴۴۲                        |      | ۱      | ۰/۵۸۹  | ۰/۰۵۰  | -۰/۳۲۸ | ۰/۴۰۵   |
|                               | ۱/۲۱۵                        | ۱    | -۰/۲۰۲ | ۰/۲۴۸  | -۰/۴۳۷ | ۰/۹۰۸  | -۰/۶۶۲  |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Variance Inflation Factor (VIF)
2. Xuan et al.

در گام نخست، آزمون وابستگی مقطعی پسران ( $CD_p$ ) و انجام و نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است. شایان ذکر است که به دلیل اختلاف نظر در مطالعات تجربی گذشته به پیروی از مطالعه اردوغان (۲۰۲۴)، آزمون  $CD_p$  به دو صورت، شامل بررسی وابستگی مقطعی جداگانه متغیرها و بررسی وابستگی مقطعی باقیمانده‌های مدل برآوردی انجام شده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون و سطوح احتمال متناظر با آن، وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل و باقیمانده‌های مدل برآوردی، نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون وابستگی پسران

| متغیر       | مقدار آماره آزمون | P-Value | نتیجه آزمون $CD_p$ |
|-------------|-------------------|---------|--------------------|
| $\ln FGLCF$ | ۲/۹۷۷***          | ۰/۰۰۳   | تأیید              |
| $\ln GDP$   | ۲۸/۶۹۷***         | ۰/۰۰۰   | تأیید              |
| $\ln POP$   | ۲۱/۳۲۸***         | ۰/۰۰۰   | تأیید              |
| $\ln OPEN$  | ۵/۷۹۶***          | ۰/۰۰۰   | تأیید              |
| $\ln FDI$   | -۰/۶۷۸            | ۰/۴۹۸   | عدم تأیید          |
| $\ln HC$    | ۲۵/۳۱۱***         | ۰/۰۰۰   | تأیید              |
| کل مدل      | ۷/۹۶۶***          | ۰/۰۰۰   | تأیید              |

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

در گام دوم، آزمون‌های همگنی  $\Delta$ ، انجام و نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون و سطح احتمال متناظر با آن، عدم تجانس بین اعضای نمونه در این پژوهش نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون همگنی  $\tilde{A}$ 

| متغیر وابسته مدل | مقدار آماره آزمون | P-Value | نتیجه آزمون $\tilde{A}$ |
|------------------|-------------------|---------|-------------------------|
| lnFGLCF          | ۱۵/۸۸۶***         | ۰/۰۰۰   | تأیید                   |

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

حال با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷) برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد در متغیرها استفاده شده است. 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 سطح و با یک‌بار تفاضل‌گیری انجام شده که نتایج جهت صرفه‌جویی ارائه نشده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰)، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیرهای  $\ln GDP$ ،  $\ln GDP^2$ ،  $\ln POP$  و  $\ln FD$  در سطح نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. بنابراین از درجه مانایی  $I(1)$  برخوردار می‌باشند. سایر متغیرها نیز در سطح مانا هستند و از درجه مانایی  $I(0)$  برخوردارند.

با توجه به وجود متغیرهای نامانا در مدل، در گام بعدی بایستی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلاند (۲۰۰۷) بررسی شود. نتایج این آزمون در جدول (۶) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و ارزش احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه  $G_T$  و دو آماره پانل  $P_T$  و  $P_\alpha$  رد می‌شود. ستون سوم جدول (۶) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به دست آمده است را نشان

می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه  $G_T$  و دو آماره پانل  $P_T$  و  $P_\alpha$  رد می‌شود؛ بر این اساس وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی و سترلوند (۲۰۰۷)

| آماره      | مقدار آماره | احتمال | احتمال قوی |
|------------|-------------|--------|------------|
| $G_T$      | -۳/۷۷۵**    | ۰/۰۱۹  | ۰/۰۰۱      |
| $G_\alpha$ | -۶/۹۵۱      | ۰/۴۸۱  | ۰/۱۲۵      |
| $P_T$      | -۱۲/۴۴۱***  | ۰/۰۰۰  | ۰/۰۰۰      |
| $P_\alpha$ | -۹/۱۸۵***   | ۰/۰۰۰  | ۰/۰۰۰      |

\* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به صورت  $5 \approx 4(T/100)^{2/9}$  تعیین شده است. تعداد بوت‌استراپ‌ها نیز که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۴۰۰ در نظر گرفته شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق (علائم \*\*\* و \*\* به ترتیب بیان‌گر معناداری در سطح ۱ و ۵ درصد است)

در جدول (۷) نتایج برآورد مدل تحقیق به دو روش AMG و CCEMG ارائه شده است. بر اساس این نتایج، کلیه ضرایب برآوردی متغیرها در هر دو روش، حداقل در سطح ۱۰ درصد از معناداری آماری لازم برخوردارند. همچنین علامت و معناداری ضرایب برآوردی متغیرها با استفاده از هر دو برآوردگر یکسان (ثابت) می‌باشد که مؤید آنست که نتایج به‌دست‌آمده نسبت به تغییر در روش برآوردی، حساس نیستند و از استحکام لازم برخوردارند. بر اساس شاخص ریشه میانگین مربعات خطاهای تخمین<sup>۱</sup> (RMSE) نیز، برآوردگی مدل با استفاده از هر دو برآوردگر بسیار خوب است؛ چرا که مقدار این شاخص کوچک‌تر از ۰/۰۵ است.

#### 1. Root Mean Square Error (RMSE)

جدول ۷. برآورد کشش‌های بلندمدت

| $\text{LnFGLCF}_{it} = f(\text{LnGDP}_{it}, \text{LnGDP}_{it}^2, \text{LnOPEN}_{it}, \text{LnFDI}_{it}, \text{LnPOP}_{it}, \text{LnHC}_{it})$ |           |            |           |                      |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|------------|-----------|----------------------|
| CCEMG                                                                                                                                         |           | AMG        |           | متغیر                |
| Prob.                                                                                                                                         | ضریب      | Prob.      | ضریب      |                      |
| ۰/۰۰۰                                                                                                                                         | -۲/۹۸۲*** | ۰/۰۰۱      | -۱/۶۷۹*** | lnGDP                |
| ۰/۰۲۸                                                                                                                                         | ۰/۱۴۸**   | ۰/۰۴۸      | ۰/۰۸۴**   | lnGDP <sup>2</sup>   |
| ۰/۰۰۰                                                                                                                                         | -۲/۹۰۵*** | ۰/۰۰۰      | -۳/۲۳۴*** | lnPOP                |
| ۰/۰۹۱                                                                                                                                         | -۰/۰۶۶*   | ۰/۰۷۱      | -۰/۰۵۹*   | lnOPEN               |
| ۰/۰۱۱                                                                                                                                         | ۰/۰۳۵**   | ۰/۰۱۹      | ۰/۰۳۱**   | lnFDI                |
| ۰/۰۴۹                                                                                                                                         | ۲/۶۷۹***  | ۰/۰۰۰      | ۲/۸۴۱***  | lnHC                 |
| ۰/۱۸۴                                                                                                                                         | ۶/۱۱۶     | ۰/۱۱۹      | ۴/۹۶۲     | Constant             |
| ۰/۰۲۲۵                                                                                                                                        |           | ۰/۰۱۷۱     |           | RMSE                 |
| دلار ۲۳۶۲۳                                                                                                                                    |           | دلار ۲۱۸۹۴ |           | نقطه بازگشت<br>FGLLC |

مأخذ: یافته‌های تحقیق (علائم \*\*، \*\*\* و \* به ترتیب بیان‌گر معناداری در سطح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد است)

بر اساس نتایج حاصل از جدول (۷)، در بلندمدت تأثیر رشد اقتصادی (lnGDP) و مربع آن (lnGDP<sup>2</sup>) بر شاخص صید پایدار (ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (lnFGLCF)) با استفاده از هر دو برآوردگر AMG و CCEMG به ترتیب منفی و مثبت و از لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. این نتیجه به معنای تأیید فرضیه زیست‌محیطی منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC) در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد. بر این اساس، در سطوح اولیه، افزایش در رشد اقتصادی منجر به کاهش پایداری صید و ضریب ظرفیت بار بسترهای صید شده و با رسیدن به نقطه بازگشت پس از آن، افزایش رشد اقتصادی سبب افزایش پایداری محیط‌زیست دریایی می‌شود. با توجه به ضرایب برآوردی lnGDP و lnGDP<sup>2</sup> و طبق رابطه (۶)، مقدار نقطه بازگشت در مدل با

برآوردگر AMG در سطح تولید ناخالص داخلی سرانه ۲۱۸۹۴ دلار و در مدل با با برآوردگر CCEMG در سطح تولید ناخالص داخلی سرانه ۲۳۶۲۳ دلار رخ می‌دهد. بر بر این اساس، ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه تأیید می‌شود (تأیید منحنی FGLCC). با توجه به میانگین لگاریتم GDP سرانه کشورهای مورد مطالعه در جدول (۲) که حدود ۹۰۳۷ دلار محاسبه شده است، می‌توان گفت که به‌طور کلی کشورهای آسیایی تولیدکننده عمده شیلات در شاخه نزولی منحنی FGLCC قرار گرفته‌اند و افزایش رشد اقتصادی در شرایط فعلی منجر به کاهش پایداری صید در این کشورها می‌شود. نتایج این مطالعه مبنی بر تأیید منحنی FGLCC هم‌سو با نتایج مطالعات آیاد (۲۰۲۳) برای کشورهای  $G_7$  و پاتا و همکاران (۲۰۲۳) برای ۲۰ کشور برتر جهان از نظر ماهیگیری می‌باشد. 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 و امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) برای ۱۵۶ کشور جهان است.

تأثیرگذاری جمعیت کل (lnPOP) با استفاده از هر دو برآوردگر مورد استفاده، منفی و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در جمعیت کل در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآوردگر AMG حدود ۳/۲۳ و با استفاده از برآوردگر CCEMG حدود ۲/۹۱ درصد کاهش می‌یابد. نتیجه به‌دست آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی کلارک و همکاران (۲۰۱۸)، آیاد (۲۰۲۳) و امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) می‌باشد.

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 یسترها ب صید می‌شود. تأثیرگذاری درجه بازبودن تجاری (InOPEN) با استفاده از هر دو برآورد گر، منفی و در سطح اطمینان پائین تری نسبت به سایر متغیرها (۹۰ درصد) معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در نسبت تجارت از GDP در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآورد گر AMG حدود ۰/۰۵۹ و با استفاده از برآورد گر CCEMG حدود ۰/۰۶۶ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش در آزادسازی تجارت می‌تواند تهدیدی برای صید پایدار در کشورهای مورد مطالعه باشد. نتایج مطالعه امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) در این زمینه برای ۱۵۶ کشور جهان، نشان‌دهنده اثر مثبت اما بی‌معنای درجه بازبودن تجاری بر رد پای بسترهای ماهیگیری (FF) است؛ در حالی که نتایج مطالعه یلانچی و همکاران (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که بازبودن تجارت در بخش شیلات دارای تأثیر منفی بر FF در اندونزی بوده است. تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (InFDI) با استفاده از هر دو برآورد گر، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در سهم خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از GDP در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآورد گر AMG حدود ۰/۰۳۱ و با استفاده از برآورد گر CCEMG حدود ۰/۰۳۵ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده تأییدکننده فرضیه هاله آلودگی و هم‌سو با نتایج مطالعه تجربی یلانچی و همکاران (۲۰۲۳) می‌باشد. این نتیجه‌گیری می‌تواند به نوعی مؤید پیامدهای مفید FDI در بخش شیلات در

کشورهای مورد مطالعه از طریق تکنیک های مدیریت مدرن، فناوری های پیشرفته، افزایش بهره‌وری و انتقال دانش باشد.

تأثیرگذاری شاخص سرمایه انسانی ( $\ln HC$ ) در هر دو برآورد، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد؛ به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی در پیشرفت سال‌های تحصیل در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآورد گر AMG حدود  $2/84$  و با استفاده از برآورد گر CCEMG حدود  $2/64$  درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به دست آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی آیاد (۲۰۲۳) می‌باشد. در این راستا ییلدیریم و همکاران (۲۰۲۲) وجود یک رابطه U شکل بین سرمایه انسانی و رد پای ماهی گیری (FF) را نشان دادند. به این معنا که در سطوح پایین تر سرمایه انسانی، افزایش FF وجود دارد؛ اما در سطوح بالاتر سرمایه انسانی، افزایش این متغیر تأثیر مثبتی بر اکوسیستم دریایی دارد. با افزایش سطح سرمایه انسانی، آگاهی زیست محیطی و پایبندی به قوانین زیست محیطی در جهت حفظ منابع طبیعی و دریایی نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر این، افزایش آموزش در میان ماهیگیران می‌تواند امکان تسهیل ایجاد مناطق حفاظت شده دریایی<sup>۱</sup> (MPAs) را ممکن و استراتژی‌های مدیریت صید پایدار را بهبود بخشد (آیاد، ۲۰۲۳).

جدول (۸) نتایج تجزیه و تحلیل علیت پانلی دومیترسکو و هورلین را نشان می‌دهد که ارتباط علی بین ضریب ظرفیت بار بسترهای صید ( $\ln FGLCF$ )، رشد اقتصادی ( $\ln GDP$ )، جمعیت ( $\ln POP$ )، بازبودن تجاری ( $\ln OPEN$ )، سرمایه گذاری مستقیم خارجی ( $\ln FDI$ ) و سرمایه انسانی ( $\ln HC$ ) را در کشورهای مورد مطالعه اندازه گیری می‌کند. به طور خلاصه

1. Marine Protected Areas (MPAs)



نتایج این آزمون در شکل (۳) نشان داده شده است. به‌طور خلاصه نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین (۲۰۱۲) بر حسب نوع رابطه عبارتند از:

الف) رابطه علیت دوسویه. این رابطه بین  $\ln FGLCF$  و  $\ln POP$ ، بین  $\ln GDP$  و متغیرهای

$\ln POP$  و  $\ln OPEN$  و بین متغیرهای  $\ln FDI$  و  $\ln HC$  دیده می‌شود.

ب) رابطه علیت یک‌سویه. این رابطه از سمت متغیرهای  $\ln GDP$  و  $\ln HC$  به  $\ln FGLCF$  از

سمت  $\ln FGLCF$  به  $\ln OPEN$ ، از سمت  $\ln HC$  به متغیرهای  $\ln GDP$ ،  $\ln OPEN$  و  $\ln FDI$

و از سمت  $\ln POP$  به  $\ln OPEN$  می‌باشد.

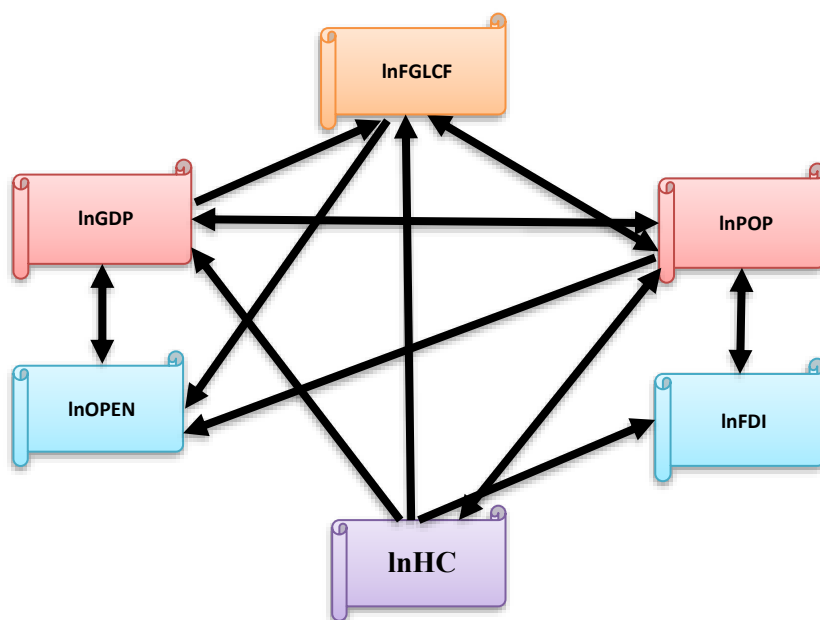
ج) عدم وجود رابطه علیت. نبود رابطه علیت بین  $\ln FDI$  با متغیرهای  $\ln FGLCF$ ،  $\ln GDP$  و

$\ln OPEN$  دیده می‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین

| p-value | Zbar-stat | W-stat   | فرضیه‌های صفر                       |
|---------|-----------|----------|-------------------------------------|
| ۰/۰۰۱   | ۳/۲۹      | ۵/۳۱***  | lnGDP به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست  |
| ۰/۳۹۵   | ۰/۸۵      | ۳/۱۵     | lnFGLCF به‌طور همگن علت lnGDP نیست  |
| ۰/۰۱۷   | ۲/۳۸      | ۴/۵۱**   | lnPOP به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست  |
| ۰/۰۰۰   | ۶/۶۶۶     | ۸/۳۰***  | lnFGLCF به‌طور همگن علت lnPOP نیست  |
| ۰/۹۰۷   | ۰/۱۱      | ۲/۵۰     | lnOPEN به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست |
| ۰/۰۰۰   | ۶/۰۴      | ۷/۷۵***  | lnFGLCF به‌طور همگن علت lnOPEN نیست |
| ۰/۳۷۸   | -۰/۸۸     | ۱/۶۲     | lnFDI به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست  |
| ۰/۳۴۳   | ۰/۹۵      | ۳/۲۵     | lnFGLCF به‌طور همگن علت lnFDI نیست  |
| ۰/۰۱۱   | ۲/۵۴      | ۴/۶۵**   | lnHC به‌طور همگن علت lnFGLCF نیست   |
| ۰/۴۳۷   | ۰/۷۸      | ۳/۰۸     | lnFGLCF به‌طور همگن علت lnHC نیست   |
| ۰/۰۰۰   | ۵/۸۵      | ۷/۵۸***  | lnPOP به‌طور همگن علت lnGDP نیست    |
| ۰/۰۰۰   | ۶/۵۷      | ۸/۲۲***  | lnGDP به‌طور همگن علت lnPOP نیست    |
| ۰/۰۲۳   | ۲/۲۷      | ۴/۴۰**   | lnOPEN به‌طور همگن علت lnGDP نیست   |
| ۰/۰۰۰   | ۴/۳۴      | ۶/۲۴***  | lnGDP به‌طور همگن علت lnOPEN نیست   |
| ۰/۳۴۷   | -۰/۹۴۱    | ۱/۵۶     | lnFDI به‌طور همگن علت lnLGDGP نیست  |
| ۰/۱۸۲   | ۱/۳۴      | ۳/۶۰     | lnGDP به‌طور همگن علت lnFDI نیست    |
| ۰/۰۸۵   | ۱/۷۲      | ۳/۶۶*    | lnHC به‌طور همگن علت lnLGDGP نیست   |
| ۰/۵۹۴   | ۰/۵۳      | ۲/۸۷     | lnGDP به‌طور همگن علت lnHC نیست     |
| ۰/۰۰۰   | ۴/۲۲      | ۶/۱۴***  | lnPOP به‌طور همگن علت lnOPEN نیست   |
| ۰/۷۶۸   | ۰/۲۹      | ۲/۶۶     | lnOPEN به‌طور همگن علت lnPOP نیست   |
| ۰/۰۰۱   | ۳/۳۲      | ۶/۱۴***  | lnPOP به‌طور همگن علت lnFDI نیست    |
| ۰/۰۰۰   | ۱۰/۲۳     | ۱۱/۵۱*** | lnFDI به‌طور همگن علت lnPOP نیست    |
| ۰/۰۱۲   | ۲/۵۰      | ۴/۶۱**   | lnPOP به‌طور همگن علت lnHC نیست     |
| ۰/۰۰۰   | ۱۱/۱۹     | ۱۲/۳۱*** | lnHC به‌طور همگن علت lnPOP نیست     |
| ۰/۱۹۹   | ۱/۲۸      | ۳/۵۵     | lnOPEN به‌طور همگن علت lnFDI نیست   |
| ۰/۲۴۴   | ۱/۱۷      | ۳/۴۵     | lnFDI به‌طور همگن علت lnOPEN نیست   |
| ۰/۲۷۵   | ۱/۰۹      | ۳/۳۶     | lnOPEN به‌طور همگن علت lnHC نیست    |
| ۰/۰۰۰   | ۳/۲۷      | ۵/۲۹***  | lnHC به‌طور همگن علت lnOPEN نیست    |
| ۰/۶۵۱   | -۰/۴۵     | ۲/۰۰     | lnFDI به‌طور همگن علت lnHC نیست     |
| ۰/۰۰۱   | ۲/۵۸      | ۴/۷۱***  | lnHC به‌طور همگن علت lnFDI نیست     |

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



شکل ۳. خلاصه نتایج آزمون علیت پانلی  
مأخذ: یافته‌های تحقیق (←علیت یک‌طرفه و ↔علیت دوطرفه)

## ۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی منتخبی از عوامل اقتصادی اجتماعی مؤثر بر صید پایدار در چارچوب منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC) در ۱۱ کشور آسیایی تولیدکننده عمده شیلات (شامل ایران) بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۲ پرداخته است. به این منظور از مفهوم جدید ضریب ظرفیت بار بسترهای صید که به صورت نسبت ظرفیت زیستی بسترهای صید در سمت عرضه‌ی اکوسیستم به ردپای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود، به عنوان شاخص صید پایدار استفاده شده است. مدل‌سازی

تحقیق بر اساس چارچوب یک مدل STIRPAT و برآورد آن در قالب آزمون‌های ریشه واحد و هم‌جمعی پانل با وابستگی مقطعی و با استفاده از برآورد گرهای میانگین گروهی تعمیم‌یافته (AMG) و میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک (CCEMG) انجام شده است. به منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرهای مدل نیز از آزمون علیت پانلی ارائه شده توسط دومیترسکو و هورلین استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطه بین رشد اقتصادی و FGLCF از یک الگو به فرم منحنی U شکل پیروی می‌کند که تأییدکننده وجود فرضیه FGLCC می‌باشد. نقطه مینیمم (بازگشت) این منحنی نیز در درآمد سرانه‌ای بین ۲۱۸۹۴ تا ۲۳۶۲۳ دلار (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵) برآورد شده است. با بررسی میانگین داده‌های رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه مشخص شد که هنوز این کشورها به این سطح آستانه نرسیده‌اند که به معنای قرارگیری در مرحله اثر مقیاس است و سطح رشد اقتصادی برای واردشدن به مرحله اثر ترکیب و تکنیک بایستی افزایش یابد. تأثیر متغیرهای جمعیت و درجه بازبودن تجاری بر FGLCF، منفی و معنادار و این اثرگذاری برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی مثبت و معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، جمعیت و بازبودن اقتصاد به صید پایدار آسیب وارد می‌کند؛ در حالی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی به افزایش صید پایدار می‌انجامد. نتایج آزمون علیت پانلی نیز وجود رابطه علی از رشد اقتصادی، جمعیت و سرمایه انسانی به FGLCF را تأیید می‌کند. بر اساس این نتایج تجربی، مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این پژوهش عبارتند از:

- از آنجا که دستیابی به رشد اقتصادی، از اهداف اصلی کشورهای آسیایی به عنوان کشورهای در حال توسعه است، بایستی تلاش شود تا دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر،

با کم‌ترین آسیب به وضعیت صید پایدار در این کشورها صورت گیرد. به این منظور، تخصیص میزان قابل توجه‌ای از سرمایه و هدایت آن به‌طور خاص به سمت حمایت و تأمین مالی تحقیق و توسعه (R&D) و همچنین تقویت نوآوری در تمام جنبه‌های فعالیت‌های دریایی، از جمله ماهیگیری، حمل و نقل دریایی و زنجیره‌های تأمین دریایی جهانی ضروری است. این رویکرد برای تقویت تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر وضعیت دریایی و اطمینان از هدایت منافع ثروت اقتصادی به سمت حفظ و مدیریت پایدار منابع دریایی الزامی است.

- حمایت از جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر برای بخش ماهیگیری و اجتناب از ایجاد موانع بخشی. دامنه این حمایت‌ها می‌تواند اقتصادی باشد، مانند کاهش یا معافیت‌های مالیاتی و یا در قالب رفع موانع اداری، تسهیل معاملات و توسعه فرآیندهای مشاوره‌بخشی انجام شود. همچنین بسیار مهم است که FDI از منابع سازگار با محیط دریایی استفاده کند و در این زمینه فن‌آوری‌هایی با کمترین آسیب به صید پایدار ترجیح داده شوند.
- حرکت به سمت اقتصاد باز و افزایش آزادسازی تجاری در کشورهای مورد مطالعه بایستی با وارد کردن فناوری‌های پیشرفته کارا و سازگار با محیط‌زیست دریایی صورت گیرد تا از فشار بر منابع دریایی کاسته شود.
- افزایش آگاهی‌های زیست محیطی از طریق افزایش نرخ آموزش که باعث افزایش احساس مسئولیت در بین انسان‌ها نسبت به تأثیر مخرب آن‌ها بر محیط‌زیست در تمام بخش‌های آن (زمین، جو، جنگل) و بالاخص بسترهای صید می‌شود. علاوه بر این بایستی با استفاده از یافته‌های تحقیقات علمی در زمینه فناوری‌های نوین صید، روش‌های سنتی

ماهیگیری دریایی را کنار گذاشت و با افزایش آموزش در میان ماهیگیران امکان ایجاد مناطق حفاظت شده دریایی را تسهیل و استراتژی‌های مدیریت صید را بهبود بخشید.

## منابع

- دلیری، حسن (۱۳۹۹). «ارتباط بین جای پای اکولوژیک و رشد اقتصادی در کشورهای D8: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از مدل PSTR». *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۱۱ (۳۹)، صص ۸۱-۱۲۱.
- کازرونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسین؛ آقامحمدی، علی و الهام ذکائی علمداری (۱۳۹۸). «بررسی اثرات فساد بر منحنی زیست محیطی کوزنتس مطالعه موردی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه». *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۱۰ (۳۷)، صص ۷-۳۸.
- گل خندان، ابوالقاسم؛ بابائی آخ اسمعیلی، مجید و رقیه محسنی نیا (۱۳۹۶). «سنجش تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت در استان های ایران (رهیافت Cup-FM)». *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۲۵ (۸۲)، صص ۱۱۱-۱۳۷.
- گل خندان، ابوالقاسم و صاحب محمدیان منصور (۱۴۰۲). «نظامی سازی، علت جهانی شدن یا معلول آن؟ (مطالعه کشورهای خاورمیانه با رویکرد علیت گرنجری مبتنی بر بوت استرپ)». *اقتصاد و توسعه منطقه ای*، ۳۰ (پاییز و زمستان ۲۶)، صص ۲۹۹-۳۳۴.
- Doi: 10.22067/erd.2024.84724.1204

**Aminizadeh M., Mohammadi H. & A. Karbasi** (2024). "Determinants of fishing grounds footprint: Evidence from dynamic spatial Durbin model". *Marine Pollution Bulletin*, 22.  
<https://doi.org/10.1016/j.marpolbul.2024.116364>

**Ayad H.** (2023). "Investigating the fishing grounds load capacity curve in G7 nations: Evaluating the influence of human capital and renewable

energy use". *Marine Pollution Bulletin*, 194.

<https://doi.org/10.1016/j.marpolbul.2023.115413>

**Aydin C., Esen O. & R. Aydin** (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*, No. 98, pp.543-555. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.11.034>

**Birdsall N. & D. Wheeler** (1993). Trade policy and industrial pollution in Latin America: where are the pollution havens? *J. Environ. Dev.* 2(1), 137-149.

**Clark T.P., Longo S.B., Clark B. & A.K. Jorgensin** (2018). "Socio-structural drivers, fisheries footprints, and seafood consumption: A comparative international study, 1961-2012". *Journal of Rural Studies*, No. 57, pp.140-146. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.12.008>

**Cole M.A.** (2004). "Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages". *Ecol. Econ.* 48(1), pp. 71-81.

**Dehghan Shabani Z.** (2024). "Renewable energy and CO<sub>2</sub> emissions: Does human capital matter?". *Energy Reports*, NO. 11, pp. 3474-3491. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2024.03.021>

**Desha C., Robinson D. & A. Sproul** (2015). "Working in partnership to develop engineering capability in energy efficiency". *J. Clean. Prod.* No. 106, pp.283-291. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.03.099>

**Destek M.A., Ulucak R. & E. Dogan** (2018). "Analyzing the environmental Kuznets curve for the EU countries: the role of ecological footprint". *Environ. Sci. Pollut. Res.* 25, 29387-29396. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-2911-4>

**Dietz T. & E.A. Rosa** (1997). "Effects of population and affluence on CO<sub>2</sub> emissions". *Proceedings of the National Academy of Sciences*. No. 94, pp. 175-179. <https://doi.org/10.1073/PNAS.94.1.175>

**Djedaïet A., Ayad H. & O. Ben-Salha.** (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>

**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

**Dogan E. & F. Seker** (2016). "Determinants of CO<sub>2</sub> emissions in the European Union: the role of renewable and non-renewable energy". *Renew Energy*, No. 94, pp. 429-439. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.03.078>

- Dulvy N.K., Pacoureau N., Rigby C.L., Pollom R.A., Jabado R.W., Ebert D.A. & C.A. Simpfendorfer** (2021). "Overfishing drives over one-third of all sharks and rays toward a global extinction crisis". *Curr. Biol.* 31(21), 4773-4787. <https://doi.org/10.1016/j.cub.2021.08.062>
- Dumitrescu E-I & C. Hurlin** (2012). "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels". *Economic Modelling*, No. 29, pp. 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Eberhardt M. & S. Bond** (2009). "Cross-section dependence in non-stationary panel models: a novel estimator". *MPRA Working Paper No. 17692*, University Library of Munich, Germany. [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692/1/MPRA\\_paper\\_17692.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17692/1/MPRA_paper_17692.pdf)
- Eberhardt M. & F. Teal** (2010). *Productivity Analysis in Global Manufacturing Production*, Economics Series Working Papers 515, University of Oxford, Department of Economics.
- Ehrlich P.R. & J.P. Holdren** (1971). Impact of population growth. *Science*, 171, 1212-1217. <https://doi.org/10.1126/SCIENCE.171.3977.1212/ASSET/703D82DC>
- Erdogan S.** (2024). "On the impact of natural resources on environmental sustainability in African countries: A comparative approach based on the EKC and LCC hypotheses". *Resources Policy*, 88.
- Guloglu B., Caglar A. E. & U.K. Pata** (2023). "Analyzing the determinants of the load capacity factor in OECD countries: Evidence from advanced quantile panel data methods", *Gondwana Research*, No. 118, pp. 92-104. <https://doi.org/10.1016/j.gr.2023.02.013>
- Grossman G.M. & A.B. Krueger** (1991). *Environmental impacts of a North American free trade agreement*. NBER.
- Karimi M.S., Khezri M., Khan Y.A. & S. Razzaghi** (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*, No. 29, pp. 6251-6266. DOI: 10.1007/s11356-021-16110-8
- Liu W., Luo Z. & D. Xiao** (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>
- Miloy J. & B. Crowder** (1983). *Creating the College of the Sea: The Origin of the Sea Grant Program*. Texas A&M University, College Station, Texas.



**Nedreaas K.H., Borge A., Godøy H. & S. Aanes** (2006). *The Norwegian reference fleet: cooperation between fisherman and scientists for multiple objectives*. ICES CM 2006/ N, 05

**Pata U.K., Kartal M.T., Adali Z. & S. Karlilar** (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.

<https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2023.106856>

**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), pp. 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

**Pesaran M.H. & T. Yamagata** (2008) "Testing slope homogeneity in large panels". *Journal of Econometrics*, 142 (1), pp. 50-93.

<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>

**Pesaran M.H.** (2021). "General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels". *Empir. Econ.* No. 60, pp. 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>

**Phiri A. & Tembo D.** (2023). "Ecological based environmental Kuznets curve for Africa: Evidence from the fishery sector at continental, regional and country-specific levels". *Cogent Economics & Finance*, No. 11.

<https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2225917>

**Rashdan M., Faisal F., Tursoy T. & R. Pervaiz** (2021). "Investigating the N-shape EKC using capture fisheries as a biodiversity indicator: Empirical evidence from selected 14 emerging countries". *Environmental Science and Pollution Research*, 28(27), 36344-36353. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-13156-6>

**Saqib N., Usman M., Ozturk I. & A. Sharif** (2024). "Harnessing the synergistic impacts of environmental innovations, financial development, green growth, and ecological footprint through the lens of SDGs policies for countries exhibiting high ecological footprints". *Energy Policy*, 184, Article 113863. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113863>

**Sibanda K., Gonese D. & R. Garidzirai** (2023). "Human Capital and Environmental Sustainability Nexus in Selected SADC Countries". *Resources*, 12(4), p. 52. <https://doi.org/10.3390/resources12040052>

**Siche R., Pereira L., Agostinho F. & E. Ortega** (2010). "Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as case study". *Communications in Nonlinear Science and*

- Numerical Simulation*, 15(10), 3182-3192. <https://doi.org/10.1016/j.cnsns.2009.10.027>
- Tolentino-Zondervan F., Zondervan N.A.** (2022). "Sustainable fishery management trends in Philippine fisheries". *Ocean & Coast. Manag*, 223, 106149. <https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2022.106149>
- Wang J. & K. Dong** (2019). "What drives environmental degradation? Evidence from 14 Sub-Saharan African countries". *Sci. Total Environ.* No. 656, pp. 165-173. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.11.354>
- Wang Z., Bui Q. & B. Zhang** (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>
- Westerlund J.** (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 69(6), 709-748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Wackernagel M. & W. Rees** (1998). *Our ecological footprint: Reducing human impact on the earth*, Gabriola Island, BC: New Society Publishers.
- Wu H.** (2022). "Trade openness, green finance and natural resources: A literature review". *Res. Policy*, No. 78, pp. 1-10.
- Xu P., Zeng Y., Fong Q., Lone T. and Y. Liu** (2012). "Chinese consumers' willingness to pay for green and eco-labeled seafood". *Food. Contr*, 28(1), pp. 74-82. <https://doi.org/10.1016/j.foodcont.2012.04.008>
- Xuan D., Jiang X. & Y. Fang** (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>
- Yilanci V., Cutcu I. & B. Cayir** (2022). "Is the environmental Kuznets curve related to the fishing footprint? Evidence from China". *Fisheries Research*, 254. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2022.106392>
- Yilanci V., Cutcu I., Cayir B. & M.S. Saglam** (2023). "Pollution haven or pollution halo in the fishing footprint: Evidence from Indonesia". *Marine Pollution Bulletin*, 188. <https://doi.org/10.1016/j.marpolbul.2023.114626>
- Yıldırım D.Ç., Yıldırım S., Bostancı S.H. and T. Turan** (2022). "The nexus between human development and fishing footprint among Mediterranean countries". *Mar. Pollut. Bull.* No. 176, 113426. <https://doi.org/10.1016/j.marpolbul.2022.113426>