Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies ***Vol. 13, No. 50, Summer 2025***

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.

Reccived: 2024/10/06 Accepted: 2025/05/18

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

نشریه علمی (فصلنامه) سیاست‌های مالی و اقتصادی
سال ۱۳، شماره ۵۰، تابستان ۱۴۰۴، صفحه ۲۵۷ - ۲۰۰

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 به‌صورت نسبت ظرفیت‌زیستی بسترهای صید در سمت عرضه‌ی اکوسیستم به ردپای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود، به‌عنوان 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 برآوردگرهای میانگین گروهی تعمیم‌یافته (AMG) و میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک (CCEMG) انجام شده است. به‌منظور 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 Uشکل پیروی می‌کند که تأییدکننده وجود فرضیه FGLCC می‌باشد. به‌گونه‌ای 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 حالی‌که 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.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۷/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۸

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

۱. مقدمه

غذاهای دریایی نقش مهمی در امنیت غذایی و تغذیه ایفا می‌کنند و بخشی از رژیم غذایی سالم انسان هستند. علاوه بر این، صنایع شیلات و آبزی‌پروری به معیشت اقتصادی بیش از ۱۲ درصد مردم کمک می‌کند (امینی‌زاده و همکاران[1]، ۲۰۲۴). اخیراً، نسخه ۲۰۲۴ وضعیت جهانی شیلات و آبزی پروری[2] (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 آبزی‌پروری در سال ۲۰۲۲ به ۲۲۳/۲ میلیون تن افزایش یافته که ۴/۴درصد نسبت به سال ۲۰۲۰ و بیش از ۴۵۰ درصد نسبت به سال ۱۹۷۰ افزایش داشته است. این تولید شامل ۱۸۵/۴ میلیون تن آبزیان و ۳۷/۸ میلیون تن جلبک بوده است. همچنین، متوسط مصرف سرانه محصولات دریایی در سراسر جهان افزایش قابل‌توجهی را تجربه کرده و از میانگین ۹/۹کیلوگرم 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 به‌عنوان منابع ضروری پروتئین برای کشورهای ساحلی توسعه‌یافته و در حال توسعه نسبت داد.

بر اساس گزارش سازمان غذا و کشاورزی (فائو)[3] 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 (۶درصد) و اقیانوسیه (۱ درصد) قرار دارند. به جز نوسانات محدود در قاره اروپا و قاره آمریکا، تولید شیلات به‌طور قابل‌توجهی 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.

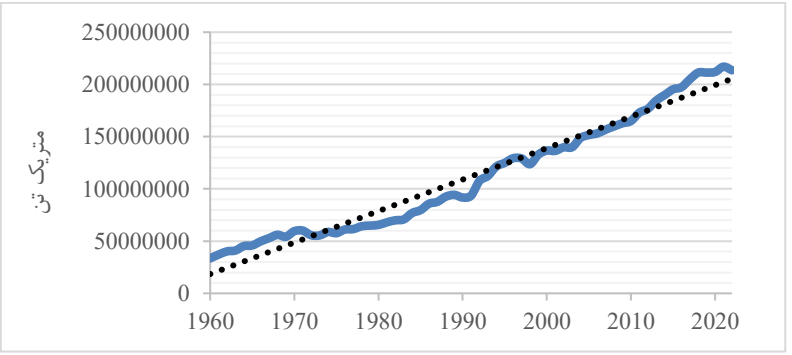
نمودار (۱) نیز روند تولید شیلات در جهان را طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۶۰ نشان می‌دهد که بر این اساس تولید کل شیلات از سال ۱۹۶۰ به‌تدریج افزایش یافته است. به‌منظور افزایش تولید و پاسخ‌گویی به تقاضای مصرف‌کنندگان، صید بی‌رویه از طریق روش‌های صید صنعتی غیرقانونی و مخرب مانند ماهیگیری انفجاری (با استفاده از دینامیت) و سیانید افزایش یافته و در سال‌های اخیر به یک مشکل جدی جهانی تبدیل شده است (دالوی و همکاران[1]، 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 به‌راحتی 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 به‌دلیل افزایش مصرف، بلکه

1. Dulvy et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

به دلیل چالش‌های موجود، مانند آلودگی آب و آسیب به تنوع زیستی در نتیجه صید بی‌رویه، ضروری است (کلارک و همکاران[1]، ۲۰۱۸).[2]



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

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 قابل‌توجهی در این زمینه حاصل شده است. آمارها نشان می دهد 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 ۳۰درصد اقیانوس‌ها از طریق MPA تا سال ۲۰۳۰ وجود دارد. تمرکز بر ایجاد MPAها پاسخی به هزینه اقتصادی قابل‌توجه ماهیگیری بی‌رویه، گزارش‌نشده و غیرقانونی (IUU) است که حداقل ۲۶میلیارد 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).

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

در سال‌های اخیر به‌دلیل تغییرات اقلیمی و نگرانی‌های مربوط به گرم‌شدن زمین، توجه روزافزونی به آلودگی محیط‌زیست و اثرات اقتصادی آن شده است. یکی از رویکردهای برجسته در این زمینه، فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس[1] (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[2]، ۲۰۲۳).

فرضیه EKC با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی آزمایش شده است. شاخص‌های مختلفی مانند انتشار CO_2، ردپای اکولوژیکی و میزان آلودگی آب در آزمایش اعتبار این فرضیه استفاده شده است. دستک و همکاران[3] (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 به‌طورگسترده از انتشار CO_2 به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست استفاده می‌کنند؛ این در حالیست که انتشار CO_2 فقط ابعاد محدودی از آلودگی محیطی را منعکس و از سایر ابعاد غفلت می‌کند. در این راستا، شاخص ردپای اکولوژیکی[4] (EF) اولین بار توسط واکرناگل و ریس[5] (۱۹۹۸) به‌عنوان شاخص جامع

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 (بسترهای صید)، زمین‌های زراعی، منطقه جنگلی، زمین‌های ساخته‌شده و ردپای کربن. از آنجا که انتشار گازهای گلخانه‌ای مانند آلاینده‌های CO_2، N_2O و CH_4 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[1]، 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[2]، ۲۰۲۳). برای پرداختن به سمت عرضه دارایی‌های زیست‌محیطی و در دسترس بودن منابع، سیچه و همکاران[3] (۲۰۱۰) یک شاخص جدید به نام شاخص «ضریب ظرفیت

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

بار»[1] (LCF) را به‌عنوان معیار جامعی از بهداشت محیطی پیشنهاد کردند. شاخص LCF با تقسیم ظرفیت زیستی (در سمت عرضه) بر ردپای اکولوژیکی (در سمت تقاضا) محاسبه می‌شود. LCF بینش‌هایی را در مورد سمت عرضه و تقاضای دارایی‌های زیست‌محیطی ارائه می‌دهد و نشان‌دهنده یک ارزیابی جامع از سلامت محیط است (دوگان و پاتا[2]، ۲۰۲۲). هنگام در نظر گرفتن مقدار عددی شاخص LCF، عدد «یک» نشان‌دهنده حد پایداری است و مقدار LCF بالا (بیشتر از عدد یک) نشان‌دهنده توانایی محیط برای مدیریت مؤثر محیط‌زیست است که منجر به پایداری زیست‌محیطی می‌شود. در مقابل، مقدار شاخص LCF کم‌تر از عدد یک نشان می‌دهد که ظرفیت زیستی برای مقابله با تخریب محیطی ناکافی است و در نتیجه عدم پایداری زیست‌محیطی ایجاد می‌شود (آیاد، ۲۰۲۳).

در حین آزمایش اعتبار فرضیه EKC و یا عوامل مؤثر بر تخریب محیط‌زیست، استفاده از یکی از مؤلفه‌های ردپای اکولوژیکی ممکن است سهم منحصر به فردی را به ادبیات موجود اضافه کند (یلانچی و همکاران، ۲۰۲۳). از طرفی، هر دو روابط سنتی و مبتنی‌بر 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 حالی‌که در واقعیت، آلودگی محیطی ناشی از انتشار CO_2، تجمعی است و از بین رفتن تنوع زیستی، غیرقابل برگشت می‌باشد (آیدین و همکاران[3]، ۲۰۱۹). با این حال، در مورد شیلات، پویایی فرضیه سنتی EKC ممکن است معتبر باشد، زیرا اگر نرخ بهره برداری به‌طور قابل‌توجهی کاهش یابد و فراوانی جمعیت شیلات در

1. Load Capacity Factor (LCF)
2. Dogan & Pata
3. Aydin et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

سطحی باقی بماند که بتواند «اثر آلِی»[1] 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[2]، ۲۰۱۷؛ فیری و تمبو، ۲۰۲۳) و در این راستا طی سال‌های گذشته مطالعات نجربی معدودی برای مناطق مختلف جهان انجام شده است.

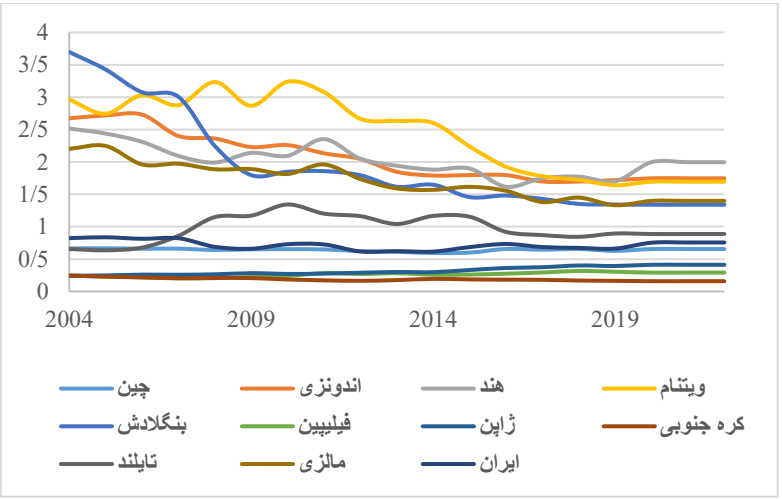
بیشتر این مطالعات از میزان تولید شیلات و یا ردپای زمین‌های ماهیگیری[3] (FGF) به‌عنوان شاخص تخریب اکوسیستم دریایی استفاده کرده‌اند. FGF محاسبه‌کننده مناطق دریایی و آب شیرین مورد نیاز برای پاسخ‌گویی به تقاضای ماهی و غذاهای دریایی است (ییلدیریم و همکاران[4]، ۲۰۲۲). از آنجا که افزایش میزان تولید شیلات، لزوماً 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 می دهد که کاهش رشد جمعیت با کاهش نرخ زایایی همسو شود. این پدیده به صورت طبیعی در یک جمعیت رخ نمی‌دهد؛ بلکه زمانی‌که 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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

ضریب ظرفیت بار بسترهای صید[1] (FGLCF) معرفی شده است که با تقسیم ظرفیت‌زیستی بسترهای صید در سمت عرضه اکوسیستم بر ردپای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود. FGLCF با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت‌زیستی 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 تولید شیلات و FGF یک شاخص مستقیم از کیفیت محیط‌زیست دریایی است، شکل EKC را در صورت تأیید از حالت U معکوس به U تبدیل می‌کند. آباد (۲۰۲۳) و پاتا و همکاران[2] (۲۰۲۳) نام این فرضیه را فرضیه منحنی ظرفیت بار بسترهای صید[3] (FGLCC) نامیده‌اند.



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

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 کره‌جنوبی از پایین‌ترین سطح صید پایدار برخوردار هستند و از سطح آستانه پایداری، فاصله قابل‌توجهی دارند. همچنین، اگرچه کشورهای بنگلادش، 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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست

به‌طور کلی محققان با استفاده از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) که توسط گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) مطرح شده است، ارتباط بین رشد اقتصادی و شاخص‌های تخریب محیطی مانند EF و انتشار CO_2 را مطالعه می‌کنند. در واقع EKC از لحاظ نظری به این ارتباط پاسخ می‌دهد و معتقد است که در سطوح پایین رشد اقتصادی، ارتباط مثبت و در سطوح بالای رشد اقتصادی، ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد (دلیری، ۱۳۹۹: ۸۲). به‌عبارت دیگر، EKC کلاسیک معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به‌شکل U معکوس می‌باشد (شکل ۱). فرم EKC کلاسیک بیان‌گر آمیزه‌ای از سه ارتباط عمده بین رشد اقتصادی (درآمد سرانه) و تخریب محیط‌زیست می‌باشد که عبارتند از: اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر تکنولوژی (تکنیک) (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰).

همان‌طور که در شکل ۱ نشان داده شده است، مرحله پیش از صنعتی‌شدن اقتصاد با سطوح پایین درآمد هم برای دولت و هم برای شهروندانش مشخص می‌شود که عمدتاً به دلیل بازده اقتصادی محدود ناشی از کشاورزی است. با این حال، با شروع صنعتی‌شدن 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 به‌دلیل افزایش مصرف انرژی و استخراج منابع می‌شود. این پدیده معمولاً به‌عنوان اثر مقیاس شناخته می‌شود که در آن فعالیت‌های اقتصادی گسترش

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

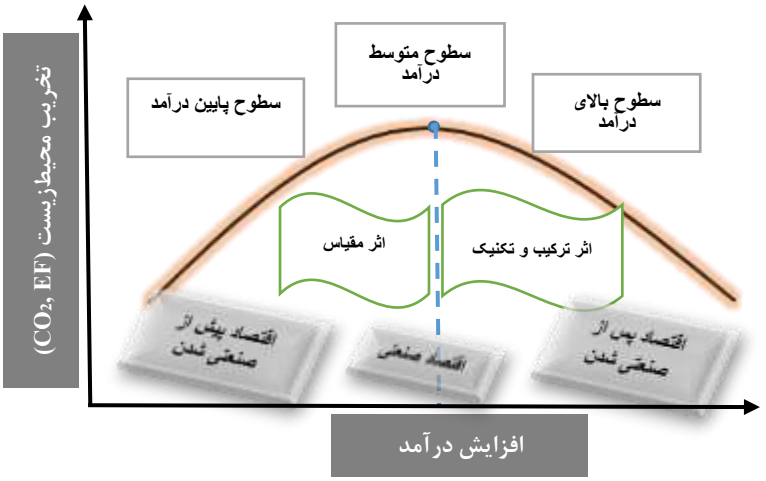
می‌یابد. با افزایش سطح درآمد و پیشرفت اقتصادی، کشورها وارد مرحله‌ای می‌شوند که به‌عنوان مرحله اثر ترکیب و تکنیک شناخته می‌شود و از نظر زیست‌محیطی آگاه‌تر و فعال‌تر می‌شوند. در طول این مرحله، جوامع با پذیرش فزاینده فناوری‌های پاک‌تر، سرمایه‌گذاری در منابع انرژی تجدیدپذیر، اجرای مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تر و ترویج فعال شیوه‌های پایدار، دستخوش تحول قابل‌توجهی 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[1] (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 بر خلاف شاخص‌های سنتی تخریب محیط‌زیست CO_2 و EF یک شاخص مستقیم از کیفیت محیط‌زیست است.

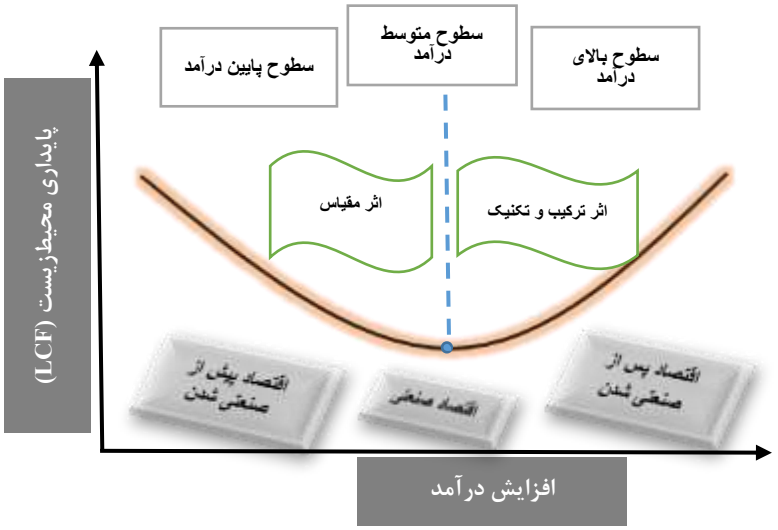
1. Dogan & Pata

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]



شکل ۱. چارچوب فرضیه LCC



شکل ۲. چارچوب فرضیه EKC

مأخذ: آیاد (۲۰۲۳)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 قابل‌توجهی 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»[1] که در قسمت معرفی مدل تحقیق، تشریح می‌گردد) که توسط دیتز و رزا[2] (۱۹۹۷) ارائه شده است برای بررسی اثرات جمعیت، ثروت و فناوری بر محیط‌زیست استفاده کرده‌اند. بدیهی است که با افزایش جمعیت، تقاضا برای کالاها 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

را با یک سیستم زیرساختی مشابه تضمین کند (اثر مثبت)؛ در حالی که از سوی مخالف، تمرکز جمعیت در یک منطقه می‌تواند با ایجاد محیطی چندبعدیt مسائلی مانند کاربری زمین، کاهش آب، افزایش زباله‌های صنعتی و خانگی و غیره ایجاد کند که ظرفیت احیای طبیعت را کاهش دهد (اثر منفی) (اردوغان[1]، ۲۰۲۴). اثر نهایی (خالص) تراکم جمعیت بر LCF به برآیند مجموع این دو اثر وابسته است.

سرمایه انسانی 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 زیست محیطی 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 (دهقان‌شبانی[2]، ۲۰۲۴). 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 محیط زیست می‌انجامد (سیبندا و همکاران[3]، ۲۰۲۳).

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 زیست‌دریایی 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[1] (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[2] (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[3] در ایالات متحده (مایلوی و کرودر[4]، ۱۹۸۳)، ماهیگیران به عنوان دانشمندان در نروژ (ندریاس و همکاران[5]، ۲۰۰۶)، و معیشت پایدار ماهیگیری در فیلیپین (تولنتینو-زوندروان و زوندروان[6]، 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 & Crowder
5. Nedreaas et al.
6. Tolentino-Zondervan & Zondervan

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

FDI و کیفیت محیط‌زیست

رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و آلودگی محیطی از طریق دو فرضیه معروف به نام‌های فرضیه هاله آلودگی[1] و فرضیه پناهگاه (لنگرگاه) آلودگی[2] (PHH) مورد آزمایش قرار می‌گیرد. PHH بیان می‌کند که صنایع آلاینده در اقتصادهای توسعه‌یافته، سرمایه‌گذاری‌های خود را به مناطق کمتر توسعه‌یافته‌ای منتقل می‌کنند که هزینه‌های منابع و نیروی کار کمتری را ارائه می‌دهند؛ زیرا سیاست‌های سخت‌گیری زیست‌محیطی در اقتصادهای توسعه‌یافته مزیت نسبی در تولید فشرده‌آلودگی ایجاد می‌کند. بر این اساس، این صنایع به‌دنبال فعالیت در کشورهایی هستند که سیاست‌های زیست‌محیطی در آن‌ها انعطاف‌پذیرتر است و باعث می‌شود که این کشورها به عنوان پناهگاه‌های آلودگی شناخته شوند (بیردسال و ویلر[3]، ۱۹۹۱؛ کول[4]، ۲۰۰۴). در مقابل، فرضیه هاله آلودگی استدلال می‌کند که سرمایه‌گذاری خارجی توسط شرکت‌های چند ملیتی از کاهش آلودگی از طریق انتقال فناوری‌های سبز و کارآمد انرژی به کشورهای میزبان حمایت می‌کند. به‌عبارت دیگر، FDI می‌تواند با ارائه مزایایی مانند کاهش آلودگی، استفاده کارآمد از منابع انرژی متعارف و سازگاری با سیستم‌های انرژی تجدیدپذیر از طریق سرمایه‌گذاری‌هایی که در آن از فناوری‌های پیشرفته استفاده می‌شود، به حفاظت از محیط‌زیست کشور میزبان کمک کند. در این راستا، FDI می‌تواند به‌طور مثبت بر محیط ماهیگیری تأثیر داشته باشد. این موضوع ممکن است به‌دلیل پیامدهای مفید FDI در بخش

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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

بازبودن تجاری و کیفیت محیط‌زیست

جهت گیری یک ملت به سمت تجارت بین المللی را باز بودن تجاری می‌گویند. در این راستا نسبت واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی کشور به‌عنوان معیاری برای درجه باز بودن عمل می‌کند (وو[1]، ۲۰۲۲). باز بودن 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، باز بودن تجارت می‌تواند ردپای زمین ماهیگیری 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 باز بودن تجارت قرار می‌گیرند؛ بنابراین می‌توان گفت که افزایش باز بودن 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 باز بودن تجارت ممکن است به کاهش

1. Wu

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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

۲-۲. پیشینه 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[1] (FE) نشان می‌دهد که جمعیت و ثروت محرک اصلی ردپای شیلات و مصرف غذاهای دریایی در کشورهای جهان هستند.

آیدین و همکاران[2] (۲۰۱۹) به بررسی اثرات غیرخطی رشد اقتصادی بر ردپاهای 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 ۲۶کشور اتحادیه اروپا[3] (EU) با پوشش دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۳ و روش مورد استفاده مدل

1. Fixed Effect (FE)
2. Aydin et al.
3. European Union (EU)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] (PSTR) بوده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین انواع ردپای اکولوژیکی و توسعه اقتصادی به استثنای زمین‌های ماهی‌گیری، الگوی Uشکل معکوس را نشان نمی‌دهد.

راشدان و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی اعتبار منحنی EKC با استفاده از «تولید شیلات تجاری»[3] (CFP) به‌عنوان شاخص تنوع زیستی در پانلی متشکل از ۱۴ کشور (شامل ۱۰ کشور تازه صنعتی‌شده 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»[4] (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[5] (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»[6] (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. به‌عبارت 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. Yıldırım et al.
6. Pooled Mean Group (PMG)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

یلانچی و همکاران[1] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به‌دنبال پاسخی به این پرسش هستند که آیا منحنی زیست‌محیطی کوزنتس با ردپای ماهیگیری در کشور چین مرتبط است؟ براین‌اساس، این مطالعه اعتبار فرضیه EKC را با استفاده از ردپای بسترهای ماهی‌گیری (FGF)به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست در چین از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۷ آزمون می‌کند. به این منظور از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[2] (ARDL) و همچنین از کل تولید شیلات چین به‌عنوان 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[3] (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 به‌دلیل فشار محیطی است. یافته‌های این مطالعه با به‌کارگیری 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 حالی‌که 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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

شاخص‌های یکپارچگی دولت، بار مالیاتی، آزادی کسب‌وکار 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[1] (۲۰۲۳) به بررسی منحنی EKC به شکل N (مکعبی) مبتنی‌بر 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 ۲۵th و ۷۵th 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 Nمعکوس یا فاقد FEKC هستند.

آیاد[2] (۲۰۲۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه Uشکل بین درآمد سرانه و ضریب ظرفیت بار بسترهای ماهیگیری (FGLCF) در کشورهای G_7 از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. یافته‌های

1. Phiri & Tembo
2. Ayad

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

این پژوهش با به‌کارگیری تحلیل‌های هم‌انباشتگی با وابستگی مقطعی و برآوردگر «میانگین گروهی تلفیقی»[1] (PMG) نشان‌گر یک رابطه Uشکل 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[2] (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 درنظرگرفتن ردپای ماهیگیری (FF) به‌عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۷۶ آزمون کرده‌اند. نتایج این پژوهش با به‌کارگیری

1. Pooled Mean Group (PMG)
2. Pata et al.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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[1] 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

1. Dynamic spatial Durbin model

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 معدود 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 برآوردگرهای سنتی (آرمون‌های نسل اول) به‌دلیل بروز مسأله «وابستگی مقطعی»[1] 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.

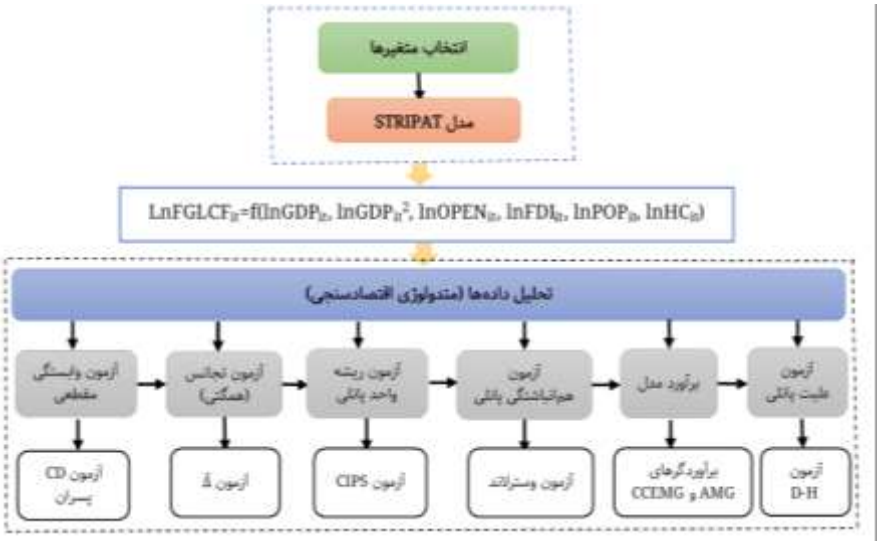
1. Cross-Sectional Dependence

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

۳. مدل و روش تحقیق

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



شکل ۲. فلوچارت 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[1] (۱۹۷۱) در بررسی تأثیر فعالیت‌های انسانی بر سطح کیفیت محیط‌زیست ارائه شده است. مدل IPAT یک معادله حسابداری استاندارد به‌صورت 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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

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 به‌ترتیب مقاطع (کشورها) و بازه (دوره) زمانی، Φ_1، Φ_2 و Φ_3 پارامترهای PAT و ϵ 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[1]، ۲۰۲۲). برای تبدیل معادله (۲) به فرم جمع‌پذیر، باید این معادله را به‌شکل 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[2]، 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)، به‌صورت زیر در قالب یک مدل پانل‌دیتا طراحی شده است:

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

در رابطه فوق متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

ln: لگاریتم طبیعی؛

FGLCF: ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (زمین‌های ماهی‌گیری)؛ FGLS با تقسیم ظرفیت‌زیستی 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 ظرفیت‌زیستی بسترهای صید و ردپای اکولوژیکی بسترهای صید، معیار پایداری زیست‌محیطی دقیق‌تر و جامع‌تری در زمینه بسترهای صید ارائه می‌دهد:

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

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 زمانی‌که از عدد «یک» فراتر رود، پایدار است. منبع جمع‌آوری داده‌های این متغیر شبکه ردپای جهانی[1] (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:

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

1. Global Footprint Network (GFN)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

POP: جمعیت کل؛

OPEN: درجه بازبودن تجاری؛ که به‌صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP و بر حسب درصد تعریف می‌شود.

FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که به‌صورت سهم خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از GDP و بر حسب درصد تعریف می‌شود. منبع داده‌های کلیه متغیرهای فوق شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) متعلق به بانک جهانی است.

HC: شاخص سرمایه انسانی؛ این شاخص از جدول جهانی پن[2] (PWT) (نسخه ۱۰) که توسط مرکز اطلاعات بین‌المللی دانشگاه کالیفرنیا به‌صورت سالیانه منتشر می‌شود و بر اساس پیشرفت سال‌های تحصیل مورد محاسبه قرار گرفته، استخراج شده است. همچنین، i نشان‌دهنده ۱۱ کشور آسیایی (i=1,…,11) که در فهرست مهم‌ترین تولیدکنندگان ماهی در جهان قرار دارند[3] (شامل کشورهای: چین، اندونزی، هند، ویتنام، بنگلادش، فیلیپین، ژاپن، کره‌جنوبی، تایلند، مالزی و ایران) ، t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی پژوهش (۲۰۲۲-۲۰۰۴) و ϵ_{it} جزء خطای معادله رگرسیونی است. در جدول (۱) به‌طور خلاصه، متغیرها، نماد، واحد و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها به‌همراه منبع جمع‌آوری داده‌های 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 به‌ترتیب بر اساس میزان تولید در رده‌بندی مهم‌ترین تولیدکنندگان شیلات در بین کشورهای آسیایی هستند که میزان تولید شیلات آنها حداقل از یک میلیون تن بیشتر می‌باشد. شایان ذکر است که کشور میانمار نیز می‌توانست در این لیست قرار داشته باشد که به‌دلیل فقدان دسترسی کامل به داده‌های آماری، حذف شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

جدول ۱. متغیرها و منابع داده‌ها

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

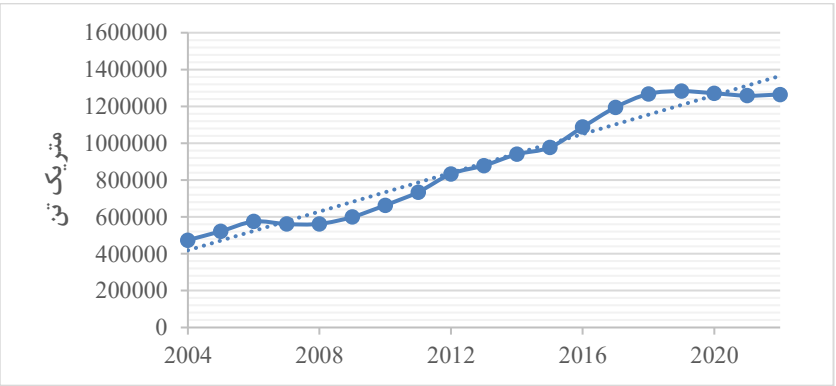
مأخذ: یافته‌های پژوهش

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 به‌دنبال 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 ۲۰۲۲-۲۰۰۴

مأخذ: بانک جهانی

۳-۲. روش تحقیق

آزمون «وابستگی مقطعی»

گام نخست در تجزیه‌وتحلیل‌های 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،

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

آزمون‌های متعددی پیشنهاد شده است که در این مطالعه از آزمون CD پسران[1] (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 به‌صورت رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$CD_P = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۷)$$

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. به‌علت 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. به‌منظور بررسی آزمون عدم تجانس بین اعضای نمونه، از آزمون ارائه‌شده توسط پسران و یاماگاتا[2] (۲۰۰۸) که به آن آزمون «دلتا مد»[3] نیز گفته می‌شود، استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر

1. Pesaran
2. Pesaran & Yamagata
3. Delta Tilde

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

عبارت است از یکسان‌بودن شیب، برای تمام اعضای نمونه و فرضیه مقابل به عدم تجانس شیب در بین اعضای نمونه اشاره دارد. آماره این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\Delta}= \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-k}{\sqrt{2k}}\right)\rightarrow {\chi^2}_k \qquad (۸)$$

که در آن S و K به ترتیب نشان‌دهنده آماره سوامی و رگرسورها هستند (آیاد، ۲۰۲۳). در رابطه بالا، $\tilde{S}$ از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\tilde{S}=\sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}_i-\tilde{\beta}_{WFE})'\frac{\acute{x}_i M_\tau x_i}{{\tilde{\sigma}_i}^2}(\hat{\beta}_i-\tilde{\beta}_{WFE}) \qquad (۹)$$

که در رابطه فوق، $\hat{\beta}_i$ و $\tilde{\beta}_{WFE}$ به‌ترتیب به برآوردکننده OLS تلفیقی و برآوردکننده تلفیقی اثرات ثابت وزنی β_i، M_τ به ماتریس شناسایی و ${\tilde{\sigma}_i}^2$ به برآوردکننده ${\sigma_i}^2$ اشاره دارد (گل‌خندان و محمدیان‌منصور، ۱۴۰۲).

آزمون ریشه واحد

گام بعدی در برآورد داده‌های پانل، بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی است. هرگاه وابستگی مقطعی در داده‌های پانل تأیید شد، استفاده از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده (آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم) که یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم، پسران و شین[1] (CIPS) می‌باشد که توسط پسران (۲۰۰۷) ارائه شده است. وی جهت فرموله‌کردن این آزمون با درنظرگرفتن وابستگی بین مقاطع، از

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته مقطعی[1] (CADF) که با استفاده از روش OLS برای iامین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرد. آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره‌های ADF مقطعی فردی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$CIPS(N,T) = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i\,(N,T) \qquad (۱۰)$$

که در رابطه فوق، t_i آماره t برآورد γ_i در معادله زیر می‌باشد:

$$\Delta y_t = \beta_i + p_i T + \gamma_i y_{t-1} + \beta_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{m} \theta_{ij}\Delta\bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^{m} \rho_{ij}\Delta\bar{y}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

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

که در رابطه فوق y_{it} متغیر مورد بررسی و β_i و T نشان‌دهنده عرض‌ازمبدأ و روند زمانی هستند. فرضیه صفر در آزمون CIPS به ریشه واحد (نامانایی) متغیر مورد بررسی اشاره می‌کند (دهقان‌شبانی، 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[2] (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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به این‌که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد (گل‌خندان و همکاران، ۱۳۹۶). وسترلوند (۲۰۰۷) چهار آماره مختلف را به‌منظور بررسی هم‌انباشتگی پانلی به شرح زیر پیشنهاد داده است. آماره‌های پانل P_τ و P_a که به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند و آماره‌های میانگین گروه G_τ و G_a که فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی را آزمون می‌کنند.

$$G_\tau = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{\widehat{\Psi}_i}{SE(\widehat{\Psi}_i)} \qquad (۱۲) \qquad G_\alpha = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{T\widehat{\Psi}_i}{\widehat{\Psi}_i(1)} \qquad (۱۳)$$

$$P_\tau = \frac{\widehat{\Psi}}{SE(\widehat{\Psi})} \qquad (۱۴) \qquad P_\alpha = T\widehat{\Psi} \qquad (۱۵)$$

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

برآورد کشش‌های بلندمدت

در صورت عدم توجه به دو موضوع وابستگی مقطعی و ناهمگنی در یک مدل داده‌های پانل، برآوردگرهای اتخاذشده می‌توانند یافته‌های متناقض و تورش‌داری را تولید کنند که منجر به تفسیر نادرست نتایج شود (وانگ و دونگ[1]، ۲۰۱۹). در پاسخ به این مسائل، ابرهارت و باند[2] (۲۰۰۹) رویکرد میانگین گروهی تعمیم‌یافته[3] (AMG) را پیشنهاد کرده‌اند. فرآیند دوفازی AMG در معادلات روابط (۱۶) و (۱۷) بیان شده است:

$$\text{AMG regression (first} - \text{phases): } \Delta Y_{it} = a_i + \beta_i \Delta x_{it} + \gamma_i g_t + \sum_{T=2}^{T} \eta_I \Delta R_t + \mu_{it} \quad (۱۶)$$

$$\text{AMG regression (second} - \text{phases): } \hat{\beta}_{AMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \hat{\beta}_i \quad (۱۷)$$

به‌منظور بررسی استحکام نتایج نسبت به نوع برآوردگر اتخاذشده از تکنیک میانگین گروهی با اثرات همبسته مشترک[4] (CCEMG) نیز استفاده شده است. ریشه واحد، وابستگی مقطعی و ناهمگنی شیب و همچنین عوامل ناهمگن غیرقابل‌مشاهده همگی با این تکنیک قابل کنترل هستند (پسران، ۲۰۲۱). در معادله (۱۸)، ظاهر عملکردی این آزمون به‌صورت زیر نشان داده شده است (ثاقب و همکاران[5]، ۲۰۲۴):

$$\text{CCEMG regression: } \widehat{\Pi}_{MG} = \widehat{2\Pi}_{MG} - \frac{1}{2}(\widehat{\Pi}^{a}{}_{MG} + \widehat{\Pi}^{b}{}_{MG}) \quad (۱۸)$$

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

نیمه اول (t=1,2,…, T/2) و نیمه دوم (t=T/2+1, T/2+2,…, T) برآوردگر CCEMG به‌ترتیب با $\widehat{\Pi}^{b}_{MG}$ و $\widehat{\Pi}^{a}_{MG}$ نشان داده می‌شود. در روش CCEMG، عوامل مشترک به‌عنوان جملات تصادفی محسوب می‌شوند؛ درحالی‌که در روش AMG، عوامل مشترک دارای پروسه‌های پویای مشترک هستند که به مقادیر واقعی خود بستگی دارند (ابرهارت و تیل[1]، 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[2] (۲۰۱۲) بررسی کرد. این روش به غلبه بر مشکل وابستگی مقطعی و ناهمگنی کمک می‌کند (وانگ و همکاران[3]، 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[4]، ۲۰۱۶). در این آزمون، از مدل خطی زیر برای بررسی ارتباط علّی بین دو متغیر X و Y استفاده می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \gamma_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{K} \beta_i^{(k)} X_{i,t-k} + \varepsilon_{i.t} \qquad (۱۹)$$

در رابطه فوق، α_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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

کشورها، متفاوت (ناهمگن) می‌باشند و بر این اساس فرضیه صفر به عدم وجود علیت همگن[1] (Hnc) اشاره می‌کند. برای آزمون فرضیه صفر، آمار والد برای کل پانل با میانگین‌گیری مقادیر آمار والد منفرد برای هر مقطع محاسبه می‌شود:

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} W_{i,T} \qquad (۲۰)$$

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

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \left[\frac{N}{2K}\right]^{\frac{1}{2}} \left(W_{N,T}^{Hnc} - K\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۲۱)$$

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 به‌صورت لگاریتمی وارد مدل می‌شود، این پراکندگی به میزان قابل‌توجهی 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 به‌طور 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 آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن می‌توان گفت که هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش از

1. Homogeneous non-causality (Hcn)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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	$۳/۲۷\times۱۰^{۸}$	۷۵/۹۱۶	۲/۱۸۳	۲/۶۳۱
میانه	۰/۸۹۵	۴۷۴۸/۰۳۰	$۹/۹۷\times۱۰^{۷}$	۵۵/۸۲۵	۱/۶۳۵	۲/۵۵۶
ماکسیمم	۳/۶۹۶	۳۶۲۰۲/۶۴۰	$۱/۴۲\times۱۰^{۹}$	۲۱۰/۳۷۴	۱۳/۱۰۲	۳/۸۴۶
مینیمم	۰/۱۵۹	۷۲۳/۴۸۰	$۲/۵۳\times۱۰^{۷}$	۲۳/۶۶۴	۰/۰۰۹	۱/۷۲۵
انحراف معیار	۰/۸۶۹	۱۰۷۵۲/۹۲۰	$۴/۷۶\times۱۰^{۸}$	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
جارک-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 (lnGDP)، لگاریتم طبیعی جمعیت (lnPOP)، لگاریتم طبیعی درجه بازبودن تجاری (lnOPEN)، لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (lnFDI) و لگاریتم طبیعی سرمایه انسانی (lnHC)، با متغیر وابسته مدل یعنی لگاریتم طبیعی ضریب ظرفیت بار بسترهای صید (lnFGLCF)، به‌ترتیب برابر با ۰/۶۶۹-، ۰/۲۰۷، ۰/۱۵۷، ۰/۴۰۵ و ۰/۶۶۲- است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

در قسمت ب جدول (۲) نتایج آزمون عامل تورم واریانس[1] (VIF) به‌منظور بررسی مسئله هم‌خطی 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[2]، ۲۰۲۳). 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. ضریب همبستگی و هم‌خطی چندگانه

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

در گام نخست، آزمون وابستگی مقطعی پسران (CD_P) و انجام و نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است. شایان ذکر است که به‌دلیل اختلاف‌نظر 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 CP_P
lnFGLCF	۲/۹۷۷***	۰/۰۰۳	تأیید
lnGDP	۲۸/۶۹۷***	۰/۰۰۰	تأیید
lnPOP	۲۱/۳۲۸***	۰/۰۰۰	تأیید
lnOPEN	۵/۷۹۶***	۰/۰۰۰	تأیید
lnFDI	-۰/۶۷۸	۰/۴۹۸	عدم تأیید
lnHC	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 $\tilde{\Delta}$، 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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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

متغیر وابسته مدل	مقدار آماره آزمون	P-Value	نتیجه آزمون $\tilde{\Delta}$
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 ارائه‌شده توسط پسران (۲۰۰۷: ۲۸۱-۲۸۰)، نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیرهای lnGDP، $\ln GDP^2$ ، lnPOP و lnFD 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 محاسبه‌شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_τ و دو آماره پانل P_τ و P_α رد می‌شود. ستون سوم جدول (۶) مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷) را که به‌وسیله روش بوت‌استراپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به‌دست آمده است را نشان

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی‌بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه G_τ و دو آماره پانل P_τ و P_α رد می‌شود؛ بر این اساس وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند (۲۰۰۷)

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_τ	-۳/۷۷۵**	۰/۰۱۹	۰/۰۰۱
G_α	-۶/۹۵۱	۰/۴۸۱	۰/۱۲۵
P_τ	-۱۲/۴۴۱***	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_α	-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 به‌صورت $4(T/100)^{2/9} \approx 5$ 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 ** به‌ترتیب 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[1] (RMSE) نیز، برازندگی 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)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

جدول ۷. برآورد کشش‌های بلندمدت

$LnFGLCF_{it}=f(lnGDP_{it}, lnGDP_{it}^2, lnOPEN_{it}, lnFDI_{it}, lnPOP_{it}, lnHC_{it})$				
متغیر	AMG		CCEMG	
	ضریب	Prob.	ضریب	Prob.
lnGDP	-۱/۶۷۹***	۰/۰۰۱	-۲/۹۸۲***	۰/۰۰۰
$lnGDP^2$	۰/۰۸۴**	۰/۰۴۸	۰/۱۴۸**	۰/۰۲۸
lnPOP	-۳/۲۳۴***	۰/۰۰۰	-۲/۹۰۵***	۰/۰۰۰
lnOPEN	-۰/۰۵۹*	۰/۰۷۱	-۰/۰۶۶*	۰/۰۹۱
lnFDI	۰/۰۳۱**	۰/۰۱۹	۰/۰۳۵**	۰/۰۱۱
lnHC	۲/۸۴۱***	۰/۰۰۰	۲/۶۷۹***	۰/۰۴۹
Constant	۴/۹۶۲	۰/۱۱۹	۶/۱۱۶	۰/۱۸۴
RMSE	۰/۰۱۷۱		۰/۰۲۲۵	
نقطه بازگشت FGLLC	۲۱۸۹۴ دلار		۲۳۶۲۳ دلار	

مأخذ: یافته‌های تحقیق (علائم ***، ** و * به‌ترتیب 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 ($lnGDP^2$) 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 به‌معنای 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 $lnGDP^2$ و طبق رابطه (۶)، مقدار نقطه بازگشت در مدل با

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 مبنی‌بر 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 ۹۹درصد معنادار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی 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 به‌دست‌آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی کلارک و همکاران (۲۰۱۸)، آیاد (۲۰۲۳) و امینی‌زاده و همکاران (۲۰۲۴) می‌باشد.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 یسترهاب صید می‌شود.

تأثیرگذاری درجه بازبودن تجاری (lnOPEN) با استفاده از هر دو برآوردگر، منفی و در سطح اطمینان پائین‌تری نسبت به سایر متغیرها (۹۰درصد) معنادار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در نسبت تجارت از GDP در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآوردگر AMG حدود ۰/۰۵۹ و با استفاده از برآوردگر 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 ردپای بسترهای ماهیگیری (FF) است؛ در حالی‌که 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 (lnFDI) با استفاده از هر دو برآوردگر، مثبت و در سطح اطمینان ۹۵درصد معنادار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در سهم خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از GDP در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآوردگر AMG حدود ۰/۰۳۱ و با استفاده از برآوردگر 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

کشورهای مورد مطالعه از طریق تکنیک های‌مدیریت مدرن، فناوری‌های پیشرفته، افزایش بهره‌وری و انتقال دانش باشد.

تأثیرگذاری شاخص سرمایه انسانی (lnHC) در هر دو برآورد، مثبت و در سطح اطمینان ۹۹درصد معنادار می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در پیشرفت سال‌های تحصیل در بلندمدت، ضریب ظرفیت بار بسترهای صید در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از برآوردگر AMG حدود ۲/۸۴ و با استفاده از برآوردگر CCEMG حدود ۲/۶۴ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مطابق انتظار تئوریک و هم‌سو با نتایج مطالعات تجربی آیاد (۲۰۲۳) می‌باشد. در این راستا ییلدیریم و همکاران (۲۰۲۲) وجود یک رابطه Uشکل بین سرمایه انسانی و ردپای ماهی‌گیری (FF) را نشان دادند. به این معنا که در سطوح پایین‌تر 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 زیست‌محیطی و پایبندی به قوانین زیست‌محیطی در جهت حفظ منابع طبیعی و دریایی نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر این، افزایش آموزش در میان ماهیگیران می‌تواند امکان تسهیل ایجاد مناطق حفاظت‌شده دریایی[1] (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 (lnFGLCF)، رشد اقتصادی (lnGDP)، جمعیت (lnPOP)، بازبودن تجاری (lnOPEN)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (lnFDI) و سرمایه انسانی (lnHC) را در کشورهای مورد مطالعه اندازه‌گیری می‌کند. به‌طور خلاصه

1. Marine Protected Areas (MPAs)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 lnFGLCF و lnPOP، بین lnGDP و متغیرهای lnPOP و lnOPEN و بین lnPOP و متغیرهای lnFDI و lnHC دیده می‌شود.

ب) رابطه علیت یک‌سویه. این رابطه از سمت متغیرهای lnGDP و lnHC به lnFGLCF، از سمت lnFGLCF به lnOPEN، از سمت lnHC به متغیرهای lnGDP، lnOPEN و lnFDI و از سمت lnPOP به lnOPEN می‌باشد.

ج) عدم وجود رابطه علیت. نبود رابطه علیت بین lnFDI با متغیرهای lnFGLCF، lnGDP و lnOPEN دیده می‌شود.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

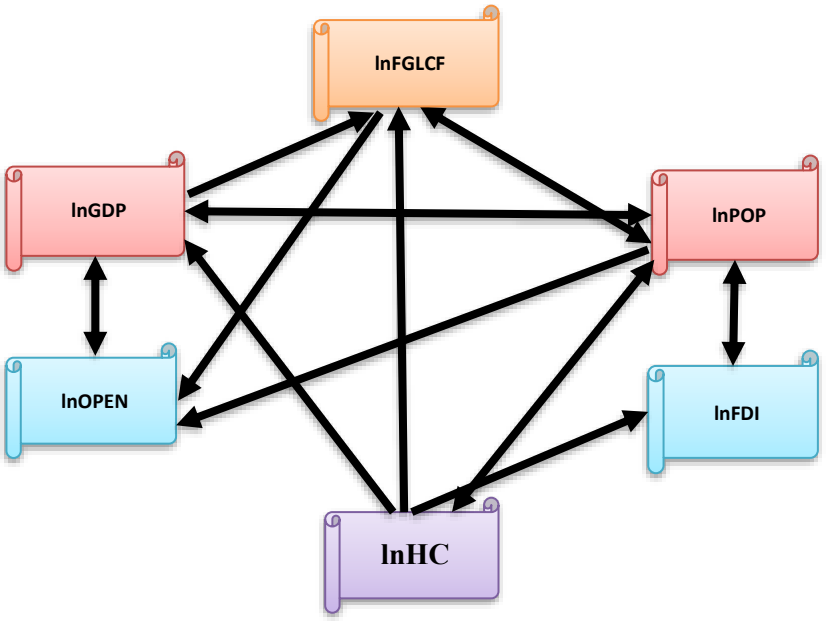
جدول ۸. نتایج آزمون علیت پانلی دومیترسکو و هورلین

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

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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]



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 به‌صورت نسبت ظرفیت‌زیستی بسترهای صید در سمت عرضه‌ی اکوسیستم به ردپای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود، به‌عنوان شاخص صید پایدار استفاده شده است. مدل‌سازی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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 برآوردگرهای میانگین گروهی تعمیم‌یافته (AMG) و میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک (CCEMG) انجام شده است. به‌منظور 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 Uشکل 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 به‌معنای 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 حالی‌که 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 به‌عنوان کشورهای درحال‌توسعه است، بایستی تلاش شود تا دست‌یابی به رشد اقتصادی بالاتر،

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

با کم‌ترین آسیب به وضعیت صید پایدار در این کشورها صورت گیرد. به این منظور، تخصیص میزان قابل‌توجه‌ای 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 به‌سمت اقتصاد باز و افزایش آزادسازی تجاری در کشورهای مورد مطالعه بایستی با واردکردن 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

ماهیگیری دریایی را کنار گذاشت و با افزایش آموزش در میان ماهیگیران امکان ایجاد مناطق حفاظت‌شده 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 زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از مدل PSTR». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، صص ۱۲۱-۸۱.

کازرونی، علیرضا؛ اصغرپور، حسین؛ آقامحمدی، علی و الهام ذکائی علمداری (۱۳۹۸). «بررسی اثرات فساد بر منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مطالعه موردی کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه». *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*. ۱۰(۳۷)، صص ۳۸-۷.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ بابائی آغ اسمعیلی، مجید و رقیه محسنی‌نیا (۱۳۹۶). «سنجش تأثیر غیرخطی تمرکززدایی مالی بر اندازه دولت در استان‌های ایران (رهیافت Cup-FM)». *پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۲۵(۸۲)، صص ۱۳۷-۱۱۱.

گل‌خندان، ابوالقاسم و صاحبه محمدیان‌منصور (۱۴۰۲). «نظامی‌سازی، علت جهانی‌شدن یا معلول آن؟ (مطالعه کشورهای خاورمیانه با رویکرد علیت گرنجری مبتنی‌بر بوت‌استراپ)». *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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_2 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_2 emissions". *Proceedings of the National Academy of Sciences*. No. 94, pp. 175-179. https://doi.org/10.1073/PNAS.94.1.175

Djedaiet 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_2 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

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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.

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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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*

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]

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.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61882/qjfep.13.50.200]