

The Persistence of Policy Shocks to Marine Ecosystem Quality in Major Asian Fish-Producing Countries

Abolghasem Golkhandan*

Abstract

Marine ecosystem quality (MEQ) is affected by environmental shocks and policies. The degree of persistence in marine ecosystem quality determines the significance of the environmental consequences of shocks/policies. If a MEQ index exhibits a unit root, marine environmental shocks and policies have permanent effects. In contrast, if the MEQ is static, the effects of shocks are temporary, and shocks such as innovations or policy interventions do not affect marine environmental quality in the long run. Accordingly, the main objective of this study is to analyze the degree of continuity and stability of shocks to the fishing grounds ecological footprint (FEF) and fishing ground load capacity factor (FLCF) in major Asian fish-producing countries during the years 1961-2024. Asian countries produce more than two-thirds of the world's total fisheries; however, most of them are not in a good position in terms of sustainable fishing indicators. For this purpose, robust second-generation panel unit root tests, including CIPS, PANIC, transformed LM, and Fourier KPSS with sharp and smooth structural breaks, have been used. Empirical results at the whole panel level show that FEF does not exhibit mean-reversion behavior, while the fishing ground load capacity factor (FLCF) exhibits stationary characteristics. Therefore, implementing common policies in the studied countries aimed at reducing the FEF will have a permanent effect (unlike the FLCF index). At the country level, the results of the unit root test of the KPSS Fourier panel and CIPS can help policymakers in each country in designing effective policies to increase MEQ. Accordingly, FEF has a unit root in 9 of the 11 countries studied, and

* Ph.D. in Public Sector Economics, Faculty of Economic and General Sciences, Lorestan University, Khorramabad, Iran (Corresponding Author), golkhandan@gmail.com

Date received: 27/10/2025, Date of acceptance: 14/12/2025



government intervention in these countries will be effective in establishing policies that lead to a reduction in FEF. However, the results regarding the stationarity of FLCF are heterogeneous and mixed.

Keywords: Fishing Grounds Footprint, Shock Stability, Stochastic Behavior, Panel Unit Root, Asian Fish-Producing Countries.

JEL Classification: C23, Q56, Q58.

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی در کشورهای آسیایی تولیدکننده عمده ماهی

ابوالقاسم گل خندان*

چکیده

کیفیت اکوسیستم دریایی (MEQ) تحت تأثیر انواع شوک‌ها و سیاست‌های زیست‌محیطی قرار می‌گیرد. میزان تداوم در MEQ، اهمیت پیامدهای زیست‌محیطی شوک‌ها/سیاست‌ها را تعیین می‌کند. اگر یک شاخص MEQ حاوی ریشه واحد باشد، شوک‌ها و سیاست‌های زیست‌محیطی دریایی تأثیر دائمی دارند. در مقابل، اگر MEQ ایستا باشد، اثرات شوک‌ها، موقتی است و شوک‌هایی مانند نوآوری‌ها یا مداخلات سیاستی در درازمدت بر کیفیت محیط‌زیست دریایی تأثیری ندارند. بر این اساس، هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل درجه تداوم و پایداری شوک‌های وارده به ردپای زمین‌های ماهی‌گیری (FEF) و ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FLCF) در کشورهای آسیایی تولیدکننده عمده ماهی طی سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۲۴ است. کشورهای آسیایی بیش از دوسوم کل شیلات جهان را تولید می‌کنند؛ اما، بیشتر آن‌ها از نظر شاخص‌های ماهی‌گیری پایدار در وضعیت مناسبی به سر نمی‌برند. به این منظور از آزمون‌های قدرتمند ریشه واحد پانلی نسل دوم شامل: CIPS، LM، PANIC، تبدیل شده و KPSS فوری به شکست‌های ساختاری تیز و هموار استفاده شده است. نتایج تجربی در سطح کل پانل نشان می‌دهد که FEF، رفتار بازگشت به میانگین ندارد؛ در حالی که FLCF، ویژگی‌های ایستایی را نشان می‌دهد. بنابراین اجرای سیاست‌های مشترک در کشورهای مورد مطالعه با هدف کاهش FEF، تأثیر دائمی خواهند داشت (بر خلاف شاخص FLCF). در سطح کشوری نیز، نتایج آزمون ریشه واحد پانل KPSS فوری به CIPS می‌تواند به سیاست‌گذاران هر کشور در طراحی سیاست‌های موثر افزایش MEQ

* دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده علوم اقتصادی و عمومی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران،

golxhandana@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۳



کمک کند. بر این اساس، FEF در ۹ کشور از ۱۱ کشور مورد مطالعه، دارای ریشه واحد است و دخالت دولت در این کشورها در جهت وضع سیاست‌هایی که منجر به کاهش FEF می‌شود، مؤثر خواهد بود. این در حالی است که نتایج در مورد ایستایی FLCF، ناهمگن و مختلط می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: ردپای زمین‌های ماهی‌گیری، پایداری شوک‌ها، رفتار تصادفی، ریشه واحد پانلی، کشورهای آسیایی تولیدکننده ماهی.

طبقه‌بندی JEL: Q58, Q56, C23.

۱. مقدمه

دریاها بخش مهمی از اکوسیستم جهانی را تشکیل می‌دهند و زیستگاه بسیاری از گونه‌ها در سطوح تغذیه‌ای هستند. هرگونه اختلال در این بخش می‌تواند منجر به اختلال در کل تعادل اکولوژیکی شود. از طرفی، میلیاردها نفر در سراسر جهان - به‌ویژه فقیرترین افراد - برای درآمد، شغل، معیشت و انواع مختلف کالاها و خدمات به بخش‌های شیلات و آبی‌پروری وابسته هستند (Solarin et al., 2019). شیلات و آبی‌پروری به‌تنهایی حدود یک‌پنجم میانگین مصرف سرانه پروتئین حیوانی ۳/۲ میلیارد نفر را تأمین می‌کند (Food and Agriculture Organization (FAO), 2022). این بخش، معیشت ۱۰ تا ۱۲ درصد از جمعیت جهان را تضمین می‌کند و تقریباً ۰/۲ میلیارد نفر برای محافظت از خود در برابر امواج و طوفان‌ها به صخره‌های مرجانی متکی هستند (World Wide Fund for Nature (WWF), 2020). تولید جهانی شیلات و آبی‌پروری 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 (گل‌خندان، ۱۴۰۴). به‌منظور افزایش تولید و پاسخ‌گویی به تقاضای مصرف‌کنندگان، عوامل اولیه تخریب محیط‌زیست دریایی مانند: روش‌های نادرست ماهی‌گیری، شکار غیرقانونی، صید ترال و «صید بی‌رویه» (Overfishing) در مناطق آبی افزایش یافته است. همچنین، عوامل ثانویه مانند آلودگی پلاستیک، مصرف بیش از حد، گرمایش جهانی، صنعتی‌شدن و غیره، باعث تخریب تنوع زیستی و زوال اکوسیستم دریایی شده است (Yeter & Ölmez, 2024). این موضوع منجر به نگرانی‌های زیست‌محیطی فراوانی در مورد منابع شیلات شده و بنابراین سیاست‌های اصلاحی و اقدامات فوری برای تشویق تولید

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۰۵

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 (Clark et al., 2018).

مفهوم «اقتصاد اقیانوسی» (Ocean Economy) یا «اقتصاد آبی» (Blue Economy) برای اولین بار در کنفرانس توسعه پایدار سازمان ملل متحد در سال ۲۰۱۲ در ریودوژانیرو مطرح شد. اصطلاح «اقتصاد آبی» به عنوان یک فعالیت اقتصادی پایدار تعریف می‌شود که تاب‌آوری و سلامت اکوسیستم‌های اقیانوسی را به خطر نمی‌اندازد. به گفته اکونومیست (۲۰۱۵)، اعلامیه اقتصاد سبز ریو+۲۰ این اصطلاح را این گونه تعریف می‌کند: «افزایش رفاه انسان و عدالت اجتماعی، در عین کاهش قابل توجه خطرات زیست‌محیطی و کمبود اکولوژیکی و همچنین بهبود کاهش کربن، کاهش مصرف منابع و یکپارچگی». بنابراین، یکی از اهداف اصلی «اقتصاد آبی» مقابله با مسائل زیست‌محیطی مضر است (Nham et al., 2024).

در این راستا اندازه‌گیری «رفتارهای تصادفی» (Stochastic Behaviors) شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی برای اجرا و پایداری سیاست‌های زیست‌محیطی دریایی مهم است. با تحلیل ویژگی‌های تصادفی متغیرهای محیطی، می‌توان در مورد اثربخشی سیاست‌های مناسب زیست‌محیطی دریایی تصمیم گرفت. به منظور پرداختن به این موضوع، محققان علوم محیطی از آزمون‌های مختلف ریشه واحد/ایستایی، استفاده و این موضوع را تجزیه و تحلیل کرده‌اند. از یک سو، اگر یک شاخص «کیفیت اکوسیستم دریایی» (Marine Ecosystem Quality (MEQ)، نامانا و حاوی ریشه واحد (فرآیند گام تصادفی) باشد، در صورت وارد آمدن شوک به آن، نوسانات ایجاد شده میرا نخواهد بود و می‌تواند اثرات دائمی بر محیط زیست دریایی داشته باشد. در این حالت، سیاست‌های کلان اقتصادی یا زیست‌محیطی تأثیر دائمی و پایدار بر مشکلات زیست‌محیطی دریایی دارند. از سوی دیگر، اگر شاخص اکولوژیکی ایستا (مانا) باشد، اثرات شوک‌ها، موقتی است و سری به میانگین بلندمدت یا مسیر روند خود بازمی‌گردد. در این حالت، حرکات در سری اکولوژیکی با نوسانات کوتاه‌مدت همراه است و شوک‌هایی مانند نوآوری‌ها یا مداخلات سیاستی در درازمدت بر کیفیت محیط زیست دریایی تأثیری ندارند (Ulucak & Lin, 2017; Solarin et al., 2019; Pata & Yilanci, 2021; Adali et al., 2024).

پیش از بررسی رفتار تصادفی شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی، استفاده از شاخص‌ها و ابزارهای مرتبط که میزان تجاوز تقاضای بشر از محدوده مجاز سرمایه طبیعی

آب یا باقی ماندن آن در محدوده مجاز را ارزیابی می کنند و همچنین علائم هشدار اولیه و اثرات فشارهای ناشی از بشر بر اکوسیستم های آبی را شناسایی می کند، ضروری است. یکی از این ابزارها، ردپای مناطق (زمین های) ماهی گیری (Fishing Grounds Ecological Footprint (FEF)) است که یکی از عناصر و مؤلفه های ردپای اکولوژیکی است. FEF نشان دهنده تقاضای کلی انسان برای ذخایر ماهی گیری و فشارهای انسانی بر اکوسیستم دریایی است (Adali et al., 2024). همچنین، FEF تقاضا برای اکوسیستم های آبی داخلی و دریایی است که برای حمایت از آبرزی پروری و همچنین ذخیره مجدد غذاهای دریایی برداشت شده مورد نیاز است (Solarin et al., 2021). تجزیه و تحلیل FEF به دلیل نقش فشار فعالیت های انسانی بر تخریب محیط زیست دریایی توجه تحقیقات قابل توجهی را در سال های اخیر به خود جلب کرده است؛ اما این شاخص اثر فعالیت های انسانی را بر تخریب محیط زیست دریایی اندازه گیری می کنند و واکنش طبیعت به این تخریب را در نظر نمی گیرد. در راستای رفع این محدودیت، شاخص جدید و جامع «ضریب ظرفیت بار مناطق ماهی گیری» (Fishing Grounds Load Capacity Factor (FLCF)) نیز معرفی شده است که با تقسیم ظرفیت زیستی مناطق ماهی گیری در سمت عرضه ی اکوسیستم بر FEF در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می شود. FLCF با در نظر گرفتن هم زمان عرضه و تقاضای مناطق ماهی گیری، معیار پایداری زیست محیطی دقیق تر و جامع تری در زمینه ماهی گیری پایدار ارائه می دهد (گل خندان، ۱۴۰۴).

بر اساس توضیحات فوق هدف اصلی این پژوهش تحلیل درجه تداوم و پایداری شوک ها به شاخص های کیفیت اکوسیستم دریایی در ۱۱ کشور آسیایی تولیدکننده عمده شیلات (شامل ایران) بین سال های ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۴ است. کشورهای آسیایی بیش از دوسوم کل تولید شیلات جهان را در اختیار دارند و از طرفی، برخی از این کشورها از نظر شاخص ماهی گیری پایدار در وضعیت مناسبی به سر نمی برند (FAO, 2024). ادامه مقاله به این ترتیب سازماندهی شده است: ادبیات موضوع؛ روش شناسی؛ یافته ها و نتیجه گیری.

۲. ادبیات موضوع

در این قسمت از پژوهش، ادبیات موضوع در دو بخش مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه شده است.

۱.۲ مبانی نظری

در چند دهه گذشته، سه رشته اصلی تحقیقاتی در ادبیات اقتصاد محیط‌زیست دریایی وجود داشته است: (الف) «فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی ردپای ماهی‌گیری» (Fishing Grounds Environmental Kuznets Curve (FEKC) Hypothesis) و «فرضیه «منحنی ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری» (Fishing Grounds Load Capacity Curve (FGLCC) Hypothesis) (ب) محرک‌ها و پیش‌ران‌های تخریب (یا کیفیت) اکوسیستم دریایی، و (ج) تحلیل «رفتار تصادفی» شاخص‌های تخریب (یا کیفیت) اکوسیستم دریایی در قالب دو موضوع ایستایی و «فرضیه همگرایی» (Convergence Hypothesis (CH)). در مورد اول، فرضیه FEKC کلاسیک ادعا می‌کند که در درازمدت یک رابطه U شکل معکوس بین تخریب زیست‌محیطی دریا (ردپای مناطق ماهی‌گیری: FEF) و درآمد سرانه (رشد اقتصادی) وجود دارد. طبق این فرضیه، سطح آلودگی دریایی در یک کشور با افزایش درآمد سرانه در مراحل اولیه پیشرفت اقتصادی، افزایش می‌یابد. سپس، پس از رسیدن به یک نقطه آستانه، رشد اقتصادی منجر به کاهش تدریجی آلودگی دریا می‌شود (Yildirim et al., 2022; Yilanci et al., 2022; Phiri & Tembo, 2023). برخلاف رویکرد سستی FEKC، رویکرد نوین FLCC، یک ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و شاخص جدید و جامع ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FLCF) را تبیین می‌کند (گل‌خندان، ۱۴۰۴)؛ چرا که FLCF بر خلاف شاخص‌های سستی تخریب محیط‌زیست دریایی مانند FEF، یک شاخص مستقیم از آن است (Pata et al., 2023; Ayad, 2023).

در مورد دوم، عواملی نظیر: رشد و توسعه اقتصادی، سرمایه انسانی، شاخص‌های آزادی اقتصادی، مصرف انرژی، انرژی‌های تجدیدپذیر، جمعیت، تولید شیلات داخلی و دریایی، بازبودن تجاری و FDI در قالب فرضیه‌های پناهگاه آلودگی (Pollution Haven Hypothesis) و هاله آلودگی (Pollution Halo Hypothesis)، شهرنشینی، ظرفیت بیولوژیکی، نابرابری درآمد، دموکراسی، توسعه مالی، تأمین مالی سبز، ماهی‌گیران خارجی، محلی و دارای مجوز از عوامل اثرگذار بر کیفیت اکوسیستم دریایی شناخته شده‌اند.

(Yildirim et al., 2022; Yilanci et al., 2022; Karimi et al., 2022; Ayad, 2023; Pata et al., 2023; Yilanci et al., 2023; Aminizadeh et al., 2024; Pata et al., 2024; Ayad & Lefilef, 2024, Teng et al., 2024, Solarin et al., 2024; Uzar & Eyuboglu, 2025; Ayad & Lefilef, 2025).

در مورد سوم، تحلیل ایستایی به‌طور گسترده در تحقیقات تجربی برای تعیین این‌که آیا شوک‌های وارده به سری‌ها دائمی هستند یا موقت، استفاده می‌شود. این کار از طریق

استفاده از آزمون‌های ریشه واحد انجام می‌شود. از نظر فنی، اگر یک سری زمانی ایستا باشد، ویژگی‌های آماری آن مانند میانگین، واریانس و ساختار خودهمبستگی در طول زمان تغییر نمی‌کنند. اگر ویژگی ریشه واحد یک سری، $I(0)$ باشد (یعنی اگر رفتار بازگشت به میانگین داشته باشد)، اثرات شوک‌های وارده به این سری موقتی است؛ در غیر این صورت، اثرات در درازمدت، دائمی هستند (Yilanci et al., 2019; Solarin et al., 2019). ایستایی ارتباط نزدیکی با مفهوم همگرایی نیز دارد؛ اگرچه به‌طور کلی با آن متفاوت است. همگرایی زیست‌محیطی نشان می‌دهد که تفاوت در کیفیت محیط‌زیست کشورها در طول زمان کاهش می‌یابد و کشورها می‌توانند با اجرای سیاست‌های مشترک با آلودگی و تخریب محیط‌زیست مبارزه کنند (Yilanci & Pata, 2020). همگرایی زیست‌محیطی با در نظر گرفتن نسبت شاخص تخریب محیط‌زیست یک کشور به میانگین شاخص برای نمونه مورد نظر انجام می‌شود. اگر این نسبت حاوی ریشه واحد باشد، هرگونه دلالتی برای همگرایی غیر الزام‌آور می‌شود. از سوی دیگر، اگر این نسبت ایستا باشد، همگرایی تصادفی برای کشور مورد نظر را نمی‌توان رد کرد (Yilanci et al., 2023).

مزایای زیادی در ارتباط با دانستن پاسخ این پرسش که آیا ردپای مناطق ماهی‌گیری از یک الگوی ایستا یا یک روند غیرایستا پیروی می‌کند، وجود دارد. اول: وجود نایستایی نشان می‌دهد که شوک‌های سیاستی به FEF ناشی از استفاده از قوانین، فناوری‌ها و نوآوری‌هایی که تأثیر فعالیت‌های ماهی‌گیری بر طبیعت را کاهش می‌دهند، دائمی خواهند بود. در واقع در این حالت فرضیه «اثر تأخیری» (Hysteresis Effect) در FEF به معنای ماندگاری اثر شوک‌های وارده به اکوسیستم دریایی وجود دارد. نمونه‌ای از چنین فناوری‌هایی، سیستم نظارت بر کشتی‌ها می‌باشد که در چندین کشور اتحادیه اروپا معرفی شده است. همچنین، «قانون مجوز مجدد حفاظت و مدیریت شیلات مگنوسون-استیونز» (Magnuson-Stevens Fishery Conservation and Management Reauthorization Act) مصوب سال ۲۰۰۶ در ایالات متحده که در کنار سایر وظایف، تضمین حفاظت از منابع شیلات و حفاظت از زیستگاه‌های ضروری ماهیان را بر عهده دارد، نمونه دیگری است. از سوی دیگر، نایستایی ردپای مناطق ماهی‌گیری به این معنی است که شوک‌های سیاستی به این سری، اثرات موقتی و گذرا خواهند داشت (Solarin et al., 2021a).

دوم: از دیدگاه اقتصادسنجی، وجود ریشه واحد در سری ردپای مناطق ماهی‌گیری و یا شاخص‌های دیگر محیط‌زیست دریایی، پیامدهای مهمی برای مطالعات تجربی در زمینه

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۰۹

EKC به همراه دارد که از FEF یا سایر شاخص‌های محیط‌زیست دریایی به‌عنوان نماینده‌ای برای تخریب محیط‌زیست استفاده می‌کنند. بر این اساس، پژوهش‌های تجربی در زمینه EKC که از سری ردپای مناطق ماهی‌گیری غیرایستا (به‌عنوان متغیر وابسته) بدون تفاضل‌گیری استفاده می‌کنند، در حالی که سری‌های توضیحی دیگر مانند درآمد یا تولید نیز غیرایستا هستند، احتمالاً نتایج جعلی و در نتیجه نامعتبر تولید می‌کند؛ مگر آن‌که فرض شود که سری‌های زمانی مدل، «هم‌جمع» (Cointegrated) و در تعادل بلندمدت هستند و این فرضیه به‌صورت تجربی آزمون و اثبات شود (Ozcan et al., 2019).

سوم: تمایز بین فرآیندهای ایستا با روند و تفاضل برای سنجش تأثیر بلندمدت احتمالی طرح‌های زیست‌محیطی که به پیش‌بینی آلودگی احتمالی وابسته هستند و ارزیابی دقت این پیش‌بینی‌ها، ضروری است. عدم قطعیت در پیش‌بینی یک سری زمانی غیرایستا با افزایش افق زمانی پیش‌بینی‌ها افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، سری‌هایی که ایستا هستند تحت تأثیر عدم قطعیت پیش‌بینی قرار نمی‌گیرند. بنابراین، اثرات بلندمدت یک سیاست زمانی که در آن متغیرهای مورد بررسی، ایستا و دارای فرآیند بازگشت به میانگین هستند، نسبت به زمانی که متغیرها غیرایستا هستند، واضح‌تر است (Gil-Alana & Solarin, 2018). به‌عبارت دیگر، اگر یک شاخص اکولوژیکی، نامانا باشد، روند گذشته این متغیر کاربردی در پیش‌بینی وضعیت آتی آن ندارد و یا در نهایت تأثیر بسیار اندکی بر این پیش‌بینی می‌گذارد و به عکس، در صورت مانا بودن می‌توان از مقادیر گذشته و تغییرات آن برای پیش‌بینی روند آینده متغیر استفاده کرد (Yilanci et al, 2019).

۲.۲ مطالعات تجربی

مطالعات انجام‌شده در زمینه پایداری شوک‌ها به شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست را می‌توان در سه دسته کلی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد: مطالعات دسته اول مانند: سولارین و بلو (Solarin & Bello, 2018)، ییلانچی و پاتا (Yilanci & Pata, 2020)، پاتا و ییلانچی (Pata & Yilanci, 2021)، ییلانچی و همکاران (Yilanci et al., 2023) و دانشمند و رستمی‌راد (۱۴۰۰)، موضوع بررسی رفتار تصادفی و پایداری (تداوم) شوک‌ها را در زمینه شاخص‌های کلی زیست‌محیطی مانند ردپای اکولوژیکی (EF) و تعادل اکولوژیکی (EB) که به‌صورت تفاضل EF از ظرفیت زیستی (BC) محاسبه می‌شود، به‌کار برده‌اند. مطالعات دسته دوم این موضوع را برای تمام اجزای ۶گانه EF آزمون کرده‌اند، مانند: اولوچاک و لین (Ulucak & Lin, 2017)،

ییلانچی و همکاران (Yilanci et al., 2019)، آلپر و آلپر (Alper & Alper, 2021)، چاغلار و همکاران (Caglar et al., 2021) و ییلانچی و همکاران (Yilanci et al., 2022). دسته سوم مطالعات تجربی نیز رفتار تصادفی و پایداری (تداوم) شوک‌ها را در یکی از مؤلفه‌های (اجزای) EF یا EB مورد بررسی قرار داده‌اند؛ مانند مطالعات: سولارین و همکاران (Solarin et al., 2021a)، آدالی و همکاران (Adalı et al., 2023)، یترو اولمز (Yeter & Ölmez, 2024) و آدالی و همکاران (Adalı et al., 2024) برای مؤلفه تعادل و ردپای ماهی‌گیری؛ ییلانچی و همکاران (Yilanci et al., 2025) و آدالی و همکاران (Adalı et al., 2025) برای مؤلفه ردپای زمین‌های چرا، سولارین و همکاران (Solarin et al., 2019) برای مؤلفه ردپای کربن، سولارین و همکاران (Solarin et al., 2021b) برای مؤلفه ردپای زمین‌های ساخته‌شده و شهباز و همکاران (Shahbaza et al., 2025) برای ردپای محصولات جنگلی. در ادامه مطالعات تجربی در زمینه موضوع تحقیق تشریح می‌گردند.

سولارین و همکاران (Solarin et al., 2021a) به بررسی تداوم و پایداری ردپای ماهی‌گیری در گروهی متشکل از ۸۹ کشور جهان با استفاده از روش «همگرایی کسری» (Fracgntional Integration) طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۶۱ پرداخته‌اند. نتایج تجربی این پژوهش نشان می‌دهد حدود ۸۵/۵ درصد از سری‌ها، الگوی غیرایستایی (عدم بازگشت به میانگین) را نشان می‌دهند و بیش از نیمی از آن‌ها متعلق به کشورهای با سطوح درآمدی متوسط رو به بالا و بالا هستند. بر این اساس، سیاست‌هایی که با هدف کاهش ردپای ماهی‌گیری انجام می‌شوند، احتمالاً در اکثر کشورهای مورد بررسی مؤثر خواهند بود.

آدالی همکاران (Adalı et al., 2023) به ارزیابی رفتار تصادفی ردپای مناطق ماهی‌گیری (EF) ده کشور برتر صید ماهی شامل: بنگلادش، چین، هند، اندونزی، ژاپن، پرو، فیلیپین، روسیه، آمریکا و ویتنام) با استفاده از سه دسته آزمون شامل آزمون‌های ریشه واحد سستی (ADF، KPSS و PP)، آزمون‌های ریشه واحد ADF افزوده باقیمانده (RALS-ADF) و آزمون‌های ریشه واحد فوریه (FADF، FKPSS و FFFFF-DF) پرداخته‌اند. بر اساس آزمون‌های قوی ریشه واحد فوریه وجود ریشه واحد در EF برای کشورهای چین، هند و فیلیپین، تأیید و برای کشورهای اندونزی، ژاپن، روسیه و ویتنام، رد می‌شود. برای سایر کشورها نیز نتایج آزمون‌های ریشه واحد فوریه، ناهمگن و مختلط است.

یترو اولمز (Yeter & Ölmez, 2024) به بررسی رفتار تصادفی سرانه FEF به‌عنوان یک شاخص زیست‌محیطی مناطق آبی در کشورهای شمال اروپا که جایگاه مهمی در اکوسیستم

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۱۱

دریایی دارند، طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۶۱ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی سری زمانی شامل: ADF، L&S، S&P و KSS نشان می‌دهد که FEF در کشورهای دانمارک و نروژ، ایستا و در کشورهای فنلاند و سوئد، دارای ریشه واحد است.

آدالی و همکاران (Adali et al., 2024) خواص تصادفی تعادل اکولوژیکی شیلات (Fisheries Ecological Balance (FEB)) محاسبه‌شده توسط تفاضل سرانه ظرفیت زیستی ماهی‌گیری از سرانه ردپای مناطق ماهی‌گیری) را در ۲۰ کشور آفریقایی از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که FEB در ۱۷ کشور توسط آزمون CADF و در ۱۹ کشور توسط آزمون PANIC، الگوی میانگین ثابت و بازگشت به میانگین ندارد. در مقابل، آزمون ریشه واحد پانل KPSS فوریه شواهد متفاوتی در مورد خواص تصادفی FEB در این ۲۰ کشور آفریقایی ارائه می‌دهد. بر این اساس، FEB تنها در ۵ کشور از ۲۰ کشور آفریقایی، ایستا نیست و دارای ریشه واحد است.

۳. روش تحقیق و تصریح مدل

در این بخش نخست مجموعه داده‌ها و نحوه محاسبه انواع شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی تشریح می‌شود. سپس، روش تحقیق مشتمل بر انواع آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم بررسی خواهد شد.

۱.۳ ردپای ماهی‌گیری و مجموعه داده‌ها

ردپای اکولوژیکی، با نرمال‌سازی مقدار تولید اولیه مصرف‌شده توسط گونه‌ها در اکوسیستم آبی در طول عمر آن بعد از برآورد تولید اولیه قابل برداشت در هر هکتار از منطقه دریایی محاسبه می‌شود. تولید اولیه قابل برداشت بر اساس یک برآورد جهانی از صید پایدار گونه‌های متعدد در اکوسیستم آبی محاسبه می‌شود. این ارقام صید پایدار به معادل‌های تولید اولیه تبدیل شده و بر کل منطقه فلات قاره تقسیم می‌شوند (GFN, 2023). ۴ دسته از فعالیت‌هایی که در محاسبه‌ی ردپای زمین‌های ماهی‌گیری لحاظ شده‌اند عبارتند از: ۱. صید دریایی ۲. صید داخلی ۳. ماهی در دام و ۴. کالاهای ماهی‌گیری شامل تمام ماهی‌های صیدشده وحشی و تولید از طریق آبی‌پروری است.

ردپای زمین‌های ماهی‌گیری مصرفی یک کشور (EF_c) را می‌توان به‌ترتیب با کم کردن و اضافه کردن صادرات و واردات ردپای زمین‌های ماهی‌گیری از ردپای زمین‌های ماهی‌گیری تولیدی اصلی (اولیه) یک کشور به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$EF_c = EF_p + (EF_m - EF_x) \quad (1)$$

که در رابطه (۱)، EF_p ردپای زمین‌های ماهی‌گیری مربوط به تولید است که شامل تمام گونه‌های ماهی دریایی و داخلی است که در کشور صید می‌شوند. کل ردپای تولید با جمع کردن ردپای تولید محصولات اولیه (فقط صید دریایی و داخلی) محاسبه می‌شود تا از شمارش مضاعف جلوگیری شود. EF_m و EF_x به‌ترتیب نشان‌دهنده ردپای زمین‌های ماهی‌گیری واردات و ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری صادرات برای ماهی پرورشی و فرآورده‌های آن است. مورد دوم، ردپای محصولاتی را که در داخل کشور تولید، اما صادر می‌شوند را نشان می‌دهد؛ در حالی که مورد اول شامل محصولات مصرفی محلی، اما وارداتی است. برای محاسبه EF_p ، از معادله زیر استفاده شده است:

$$EF_p = \frac{P \times YF \times EQF \times IYF}{Y_N} \quad (2)$$

که در رابطه (۲)، P : تمام گونه‌های ماهی دریایی و داخلی است که سالانه در کشور صید می‌شوند (بر حسب متریک تن در معکوس سال: $t \text{ yr}^{-1}$); Y_N : بازده حاصل از استخراج ماهی‌گیری است که بر حسب متریک تن در معکوس هکتارهای متوسط ملی در معکوس سال ($t \text{ nha}^{-1} \text{ yr}^{-1}$) اندازه‌گیری می‌شود؛ YF : ضریب بازده (عملکرد) برای زمین‌های ماهی‌گیری بر حسب هکتارهای میانگین جهانی در معکوس هکتار متوسط ملی است (wha) ($EQF \text{ nha}^{-1}$): ضریب هم‌ارزی زمین‌های ماهی‌گیری اندازه‌گیری شده بر حسب هکتار جهانی در معکوس هکتار متوسط جهانی است ($gha \text{ wha}^{-1}$) و IYF ضریب بازده بین‌زمانی برای زمین‌های ماهی‌گیری (بدون واحد) است. از آنجا که در معادله (۲)، ضریب بازده به‌صورت تقسیم عملکرد ملی بر عملکرد جهانی تعریف می‌شود ($YF = \frac{Y_N}{Y_W}$)، میانگین عملکرد ملی یکدیگر را خنثی می‌کنند. بر این اساس، رابطه (۲) را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$EF_p = \frac{Q \times EQF \times IYF}{Y_W} \quad (3)$$

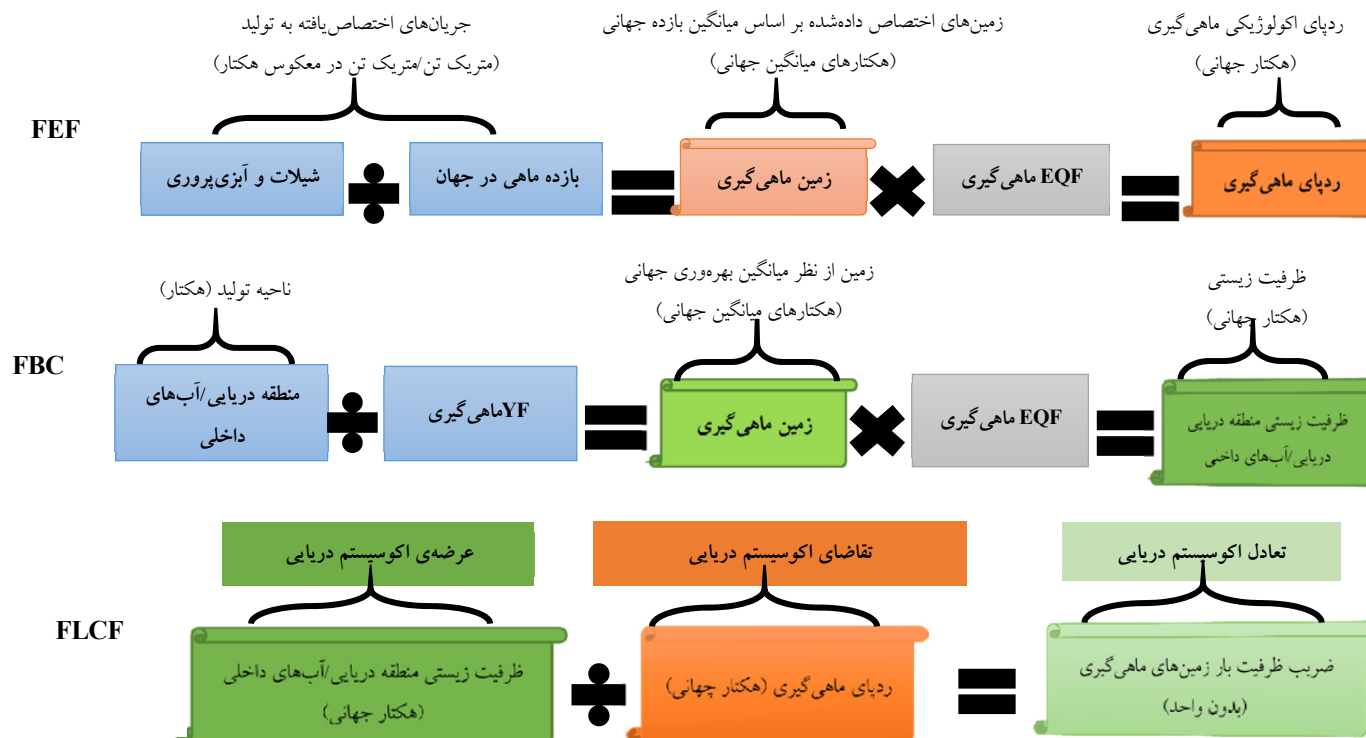
در نهایت، EF_C بر میزان جمعیت یک کشور تقسیم می‌شود تا سرانه ردپای مناطق ماهی‌گیری که در تحلیل اقتصادسنجی این پژوهش نیز استفاده می‌شود، به‌دست آید (Solarin et al., 2021a).

EF به‌عنوان یک ابزار برای برآورد تقاضای کلی برای منابع طبیعی عمل کرده و این تقاضا را با ظرفیت بیولوژیکی (BC) زمین مقایسه می‌کند. BC به توانایی محیط‌زیست برای تولید منابع قابل استفاده توسط بشر و جذب پسماندهای ناشی از فعالیت‌های انسانی اشاره دارد و در واقع نقطه مقابل EF است. بر این اساس، BC نشان‌دهنده توانایی یک اکوسیستم برای تولید مثل خود است (Yilanci et al., 2023). محاسبه ظرفیت زیستی (BC) برای هر نوع کاربری زمین مانند زمین‌های ماهی‌گیری نیز بر حسب هکتارهای جهانی (gha)، با استفاده از داده‌های مربوط به مساحت (A)، ضریب عملکرد (YF)، ضریب عملکرد بین زمانی (IYF) و ضریب هم‌ارزی (EQF) و طبق معادله زیر انجام می‌شود:

$$BC = A * YF * IYF * EQF \quad (۴)$$

در رابطه (۴)، A: مساحت زمین‌های ماهی‌گیری در داخل یک کشور بر حسب هکتارهای میانگین ملی است. به‌منظور تحلیل و مقایسه تقاضای بشر برای مناطق ماهی‌گیری یعنی FEF با ظرفیت عرضه اکوسیستم دریایی یعنی FBC در یک واحد اندازه‌گیری مشترک gha، برخی از مطالعات تجربی در زمینه موضوع پژوهش نظیر: آدالی همکاران (Adali et al., 2023) از تعادل اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (FEB) که بر خلاف FEF، یک شاخص مستقیم از پایداری محیط‌زیست دریایی است و به‌صورت تقاضای ردپای زمین‌های ماهی‌گیری از ظرفیت بیولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری تعریف می‌شود، استفاده کرده‌اند. در همین راستا مطالعات تجربی جدید در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر پایداری اکوسیستم دریایی نظیر: پاتا و همکاران (Pata et al., 2023)، آیاد (Ayad, 2023)، تنگ و همکاران (Teng et al., 2024) و ویلانتنکودات و پال (Villanthenkodath & Pal, 2025) از شاخص جدیدی به نام ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FLCF) استفاده کردند که با تقسیم ظرفیت‌زیستی زمین‌های ماهی‌گیری در سمت عرضه‌ی اکوسیستم بر ردپای اکولوژیکی بسترهای صید در سمت تقاضای اکوسیستم محاسبه می‌شود. در شاخص FLCF، حد آستانه پایداری، عدد «یک» است که نشان می‌دهد وضعیت اکوسیستم دریایی یک کشور/منطقه زمانی که FLCF کمتر از عدد یک باشد، ناپایدار است و زمانی که از عدد یک فراتر رود، پایدار است (گل‌خندان، ۱۴۰۴). این شاخص مستقل از واحد اندازه‌گیری

است و تفسیر عددی آن گویا و ساده است. علاوه بر این، بر خلاف شاخص FEB، امکان لگاریتم‌گیری از آن وجود دارد. بر این اساس در پژوهش حاضر از این شاخص در کنار شاخص ردپای زمین‌های ماهی‌گیری (FEF) به‌عنوان شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی استفاده شده است. در شکل (۱) چارچوب محاسبه انواع شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی ارائه شده است.



شکل ۱. چارچوب محاسبه شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی

مأخذ: لین و همکاران (Lin et al., 2018) و یافته‌های تحقیق

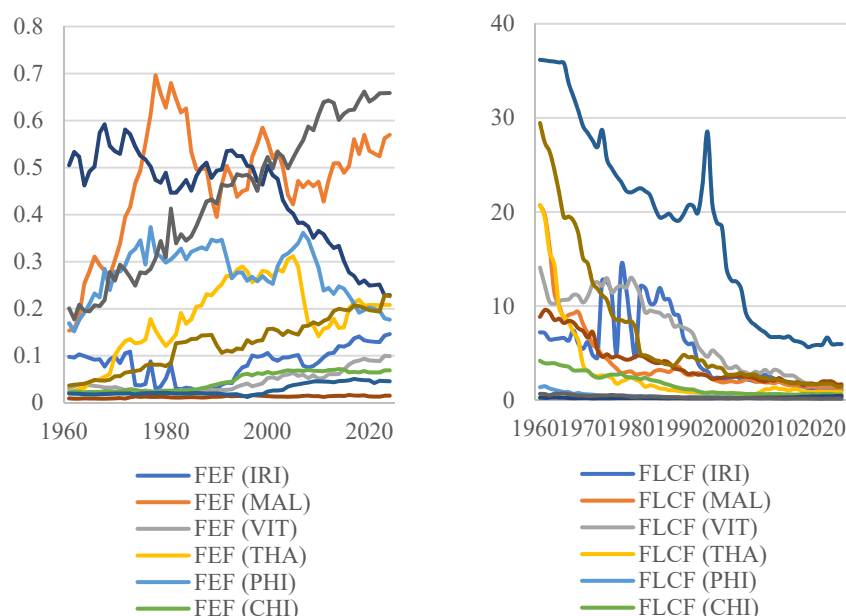
نمونه مورد بررسی در این پژوهش ۱۱ کشور آسیایی را شامل می‌شود که در فهرست مهم‌ترین تولیدکنندگان ماهی در جهان قرار دارند. این کشورها عبارتند از: چین، اندونزی، هند، ویتنام، فیلیپین، ژاپن، کره جنوبی، تایلند، مالزی، میانمار و ایران (بر اساس آمار بانک جهانی در سال ۲۰۲۴، این کشورها به ترتیب بر اساس میزان تولید در رده‌بندی مهم‌ترین تولیدکنندگان شیلات در بین کشورهای آسیایی هستند و میزان تولید شیلات آن‌ها حداقل از یک میلیون تن بیشتر است. شایان ذکر است که کشور بنگلادش نیز می‌توانست در این لیست قرار داشته باشد که به دلیل فقدان دسترسی کامل به داده‌های آماری آن در دوره‌ی زمانی پژوهش، حذف شده است). بازه‌ی زمانی این پژوهش نیز بزرگ‌ترین دوره‌ی زمانی ممکن که داده‌های آن موجود است، یعنی سال‌های ۲۰۲۴-۱۹۶۱ را پوشش می‌دهد. در جدول (۱) به‌طور خلاصه متغیرها، نماد، واحد و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها به همراه منبع جمع‌آوری داده‌های هر متغیر نشان داده شده است.

جدول ۱. متغیرها و منابع داده‌ها

منبع	واحد و نحوه اندازه‌گیری	نماد	متغیر
GFN (۲۰۲۴)	مساحت آب‌های دریایی و داخلی مورد استفاده برای تأمین تولیدات اولیه مورد نیاز برای حفظ گونه‌های آبی (از جمله پودر ماهی) (سرانه هکتار جهانی). این مقدار با استفاده از داده‌های تولید، واردات و صادرات حدود ۱۹۰۰ محصول ماهی محاسبه می‌شود.	FEF	ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری
GFN (۲۰۲۴)	نسبت ظرفیت زیستی بسترهای صید (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی بسترهای صید (بر حسب سرانه هکتار جهانی)	FLCF	ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری

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

نمودار (۱) روند FLCF و نمودار (۲) روند FEF را در کشورهای آسیایی منتخب به تفکیک طی سال‌های ۲۰۲۴-۱۹۶۱ نشان می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت که علی‌رغم برخی نوسانات در این دو شاخص طی دوره‌ی مورد بررسی، به‌طور کلی FLCF یک روند نزولی شدید و FEF یک روند صعودی شدید در بیشتر کشورهای مورد مطالعه داشته است که این موضوع حاکی از وضعیت نامناسب اکوسیستم‌های دریایی در کشورهای آسیایی تولیدکننده عمده ماهی و فراورده‌های آن است.



نمودار ۲. روند رد پای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (FEF) در کشورهای آسیایی منتخب (۱۹۶۱-۲۰۲۴)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱. روند ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FLCF) در کشورهای آسیایی منتخب (۱۹۶۱-۲۰۲۴)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲.۳ روش تحقیق

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، آزمون‌های ریشه واحد ابزاری مهم و پرکاربرد برای تعیین ماندگاری اثر شوک‌ها و این موضوع هستند که شوک‌ها تأثیرات دائمی یا موقت بر سری دارند. در ادبیات اقتصادسنجی آزمون‌های ریشه واحد پانلی (PURT) متعددی ارائه شده است. بر این اساس می‌توان گفت که با توجه به مسأله وجود و یا عدم وجود «وابستگی مقطعی» (Cross-Sectional Independence (CD)) PURT به دو دسته «نسل اول» و «نسل دوم» (Second Generation) تقسیم‌بندی می‌شوند. در PURT نسل اول، موضوع CD نادیده گرفته شده است؛ این در حالیست که در صورت تأیید CD در متغیرها، استفاده از آزمون‌های معمول (نسل اول) ریشه واحد پانلی ممکن است منجر به نتایج کاذب شود (Pesaran, 2004). این موضوع می‌تواند در اثر عواملی هم‌چون پیامدهای خارجی، ارتباط

های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده‌نشده در بین مقاطع وجود داشته باشد. بنابراین پیش از استفاده از PURT انجام آزمون CD بسیار مهم است. آزمون‌های CD مختلفی در ادبیات اقتصادسنجی با توجه به موضوع تعداد مقاطع و ابعاد زمانی ارائه شده است (گل‌خندان و محمدیان منصور، ۱۴۰۲). در این پژوهش بررسی موضوع CD با استفاده از ۵ آزمون: LM، بروش و پاگان (Pesaran et al., 2008) و LM_{BC} بالتاجی و همکاران (Baltagi et al., 2012) انجام شده است. شایان ذکر است که فرضیه صفر در PURT نسل اول و دوم می‌تواند متفاوت و به مانایی یا نامانایی اشاره داشته باشد. پس از تأیید CD بایستی از PURT نسل دوم که این موضوع را در نظر می‌گیرند و بر اساس موضوعاتی مانند ساختار عاملی، غیرنرمال بودن داده‌ها، وجود شکست‌های ساختاری تیز و هموار، اثرات همبسته مشترک و سایر عوامل بسط و تقویت یافته‌اند، استفاده کرد. در ادامه به تشریح انواع آزمون‌های PURT نسل دوم که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته‌اند، پرداخته می‌شود.

۱.۲.۳ آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم

اگرچه تمام آزمون‌های ریشه واحد پانلی به کار رفته در این مطالعه از نسل دوم هستند و CD را در نظر می‌گیرند، اما این آزمون‌ها را می‌توان به دو دسته بر اساس موضوع شکست ساختاری تقسیم کرد. اولین گروه شامل آزمون‌های CIPS و PANIC است که شکست‌های ساختاری را نادیده می‌گیرند. دومین گروه شامل آزمون‌های ریشه واحد پانل LM و پانل KPSS فوریه می‌باشد که آزمون نخست (پانل LM) یک شکست ساختاری و آزمون دوم (پانل KPSS فوریه) شکست‌های ساختاری تیز و هموار متعدد را در نظر می‌گیرد. در ادامه به تشریح این آزمون‌ها می‌پردازیم.

• آزمون ریشه واحد پانلی CIPS

یکی از مشهورترین و پرکاربردترین آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم، آزمون ریشه واحد تعمیم‌یافته مقطعی ایم، پسران و شین ((Cross-sectional Im, Pesaran, Shin (CIPS) می‌باشد که توسط پسران (Pesaran et al., 2007) ارائه شده است. وی جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن CD، از رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته مقطعی (Cross-sectional

Augmented Dicky Fuller (CADF)) که با استفاده از روش OLS برای تأمین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرد. آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره‌های ADF مقطعی فردی به صورت زیر می‌باشد (گل‌خندان و جهانگیری، ۱۴۰۴):

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (5)$$

فرضیه صفر این آزمون به ریشه واحد (نامانایی) متغیر مورد بررسی اشاره دارد. در حالی که آزمون CIPS، تحلیل ایستایی را برای کل پانل ارائه می‌کند، آزمون CADF این تحلیل را برای اعضای پانل انجام می‌دهد (Adali et al., 2024).

• آزمون ریشه واحد PANIC

بای و ان‌جی (Bai & Ng, 2001, 2004) نخستین آزمون فرضیه صفر ریشه واحد را با در نظر گرفتن موضوع همبستگی مقطعی بالقوه پیشنهاد کردند. این مسئله شامل تعیین نوع خاصی از این وابستگی‌ها است. این محققان رویکرد نسبتاً ساده‌ای را پیشنهاد می‌کنند و یک حالت تحلیل عاملی را به شکل زیر در نظر می‌گیرند:

$$y_{it} = D_{it} + \lambda'_i F_t + e_{it} \quad (6)$$

که در رابطه (۶)، D_{it} یک تابع زمان چندجمله‌ای از مرتبه t ؛ F_t یک بردار $(r, 1)$ از عوامل مشترک و λ'_i یک بردار از بارهای عاملی است. بنابراین، سری منفرد y_{it} به یک مؤلفه قطعی ناهمگن D_{it} ، یک مؤلفه مشترک $\lambda'_i F_t$ و یک جمله خطا e_{it} که تا حد زیادی غیرمتعارف است، تجزیه می‌شود. شایان ذکر است که این موضوع به دلیل وجود عوامل مشترک F_t است که بر اساس آن هر مقطع دارای کشش خاص λ'_i است که در مبدأ وابستگی‌های مقطعی قرار دارد. در این حالت، y_{it} غیرایستا گفته می‌شود اگر حداقل یک عامل مشترک از بردار F_t غیرایستا باشد و/یا عبارت غیرمتعارف e_{it} غیرایستا باشد. هیچ تضمینی وجود ندارد که این دو عبارت دارای خواص دینامیکی یکسانی باشند؛ یکی می‌تواند ایستا و دیگری غیرایستا باشد، برخی از اجزای F_t می‌توانند $I(0)$ باشند؛ برخی دیگر $I(1)$ و F_t و e_{it} می‌توانند از مرتبه‌های مختلف هم‌انباشته شوند و غیره. با این حال، واضح است که یک سری که به عنوان مجموع دو جزء با خواص دینامیکی متفاوت تعریف می‌شود، خود دارای خواص دینامیکی است که بسیار متفاوت از موجودیت‌های آن است. بنابراین، اگر این سری حاوی یک جزء ایستا بزرگ باشد، بررسی ایستا بودن y_{it} ممکن است دشوار باشد. به همین دلیل

است که بای و ان جی (Bai & Ng, 2001, 2004) به جای آزمون مستقیم غیرایستا بودن y_{it} ، پیشنهاد می کنند که وجود ریشه واحد در اجزای مشترک و منفرد به طور جداگانه بررسی شود. این روش توسط نویسندگان، (Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components) PANIC (تحلیل پانلی نامانایی در مؤلفه های خاص (نامتعارف) و مشترک) نامیده می شود. مزیت این روش در رابطه با وابستگی های مقطعی در این واقعیت نهفته است که مؤلفه ی ویژه ی e_{it} را می توان به عنوان مؤلفه ای با همبستگی اندک بین مقاطع در نظر گرفت؛ در حالی که در عین حال، سری کامل y_{it} می تواند همبستگی های مقطعی بالایی را نشان دهد. بنابراین، یکی از انتقادات اصلی به آزمون های ریشه واحد نسل اول، عمدتاً در زمینه ی سری های اقتصاد کلان کنار گذاشته می شود (Hurlin & Mignon, 2006). فرض کنید که مؤلفه قطعی D_{it} را بتوان با اثرات منفرد α_i بدون روند زمانی نشان داد. در این صورت، می توان مدل را به صورت زیر نوشت:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \lambda'_i F_t + e_{it} \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

$$F_{mt} = \tau_m F_{mt-1} + v_{mt} \quad m = 1, \dots, r \quad (8)$$

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (9)$$

اگر $\tau_m < 1$ باشد، τ_m عامل مشترک F_{mt} ایستا است. مؤلفه غیرمتمعارف e_{it} برای i امین مقطع ایستا است، اگر $\rho_i < 1$ باشد. هدف، درک ایستا بودن F_{mt} و e_{it} با توجه به این موضوع است که این مؤلفه ها مشاهده نشده اند و باید برآورد شوند. بنابراین، اعتبار PANIC به امکان به دست آوردن برآوردگرهایی از F_{mt} و e_{it} بستگی دارد که درجه انباشتگی آن ها را حفظ کنند، صرف نظر از اینکه e_{it} برابر با $I(0)$ یا $I(1)$ باشد. به عبارت دیگر، تغییرات مشترک باید بدون توسل به فرضیات ایستا بودن و/یا محدودیت های هم انباشتگی استخراج شوند. بای و ان جی (Bai & Ng, 2001, 2004) این کار را با برآورد عوامل روی داده های تفاضل اول و سپس جمع کردن این عوامل برآورد شده انجام می دهند.

در صورتی که اجزای نامتعارف در واحدهای مقطعی مستقل فرض شوند، برای افزایش توان آماری، (Bai & Ng, 2001, 2004) استفاده از آماره های تلفیقی مبتنی بر آزمون های کای-اسکوئر معکوس از نوع فیشر مادالا و وو (Maddala & Wu, 1991) و چوی (Choi, 2001) را توصیه می کنند. با فرض این که $\pi_{\varepsilon}^c(i)$ مقدار ارزش احتمال مرتبط $ADF_{\varepsilon}^c(i)$ باشد، داریم:

$$P_{\varepsilon}^C = -2 \sum_{i=1}^N \log \pi_{\varepsilon}^c(i) \xrightarrow{d} \chi_{(2N)}^2 \quad \text{for } N \text{ fixed, } T \rightarrow \infty \quad (10)$$

$$Z_{\hat{\theta}}^C = \frac{-\sum_{i=1}^N \log \pi_{\hat{\theta}}^C(i) - N}{\sqrt{N}} \xrightarrow{d} N(0,1) \text{ for } N, T \rightarrow \infty \quad (11)$$

آزمایش جداگانه هر یک از عوامل برای وجود ریشه واحد، عموماً تعداد روندهای مشترک را بیش از حد نشان می‌دهد. بر این اساس، باید تعداد توابع پایه را که فضای غیر ایستا F_t را پوشش می‌دهند، تعیین کنیم. بر این اساس، بای و ان‌جی دو آماره را بر اساس مطالعه استاک و واتسون (Stock & Watson, 1988) ارائه کردند. هدف، آزمایش این است که آیا بخش حقیقی کوچکترین مقدار ویژه یک ماتریس ضریب خودرگرسیون، واحد است یا خیر. آماره آزمون اول، که با MQ_F نشان داده می‌شود، فرض می‌کند که اجزای غیرایستا، فرآیندهای خودرگرسیونی برداری مرتبه متناهی هستند. آماره دوم، که با MQ_c نشان داده می‌شود، به فرآیند ریشه واحد اجازه می‌دهد تا پویایی عمومی‌تری داشته باشد (Hurlin & Mignon, 2006).

• آزمون ریشه واحد پانل LM

انجام آزمون‌های CADF، CIPS و PANIC بدون در نظر گرفتن تأثیر تغییرات ساختاری در سری ممکن است منجر به نتایج نادرست شود (Im et al., 2010). ایم و همکاران (Im et al., 2010) و لی و تیسلاو (Lee & Tieslau, 2019) در محدوده رویکرد CADF، آزمون ریشه واحد پانل LM تبدیل‌شده را به ترتیب برای مدل‌های «تغییر روند» (Trend Shifts) و مدل‌های «ثابت و تغییر روند» (Level and Trend Shifts) ایجاد کردند. در این آزمون، موضوع وابستگی مقطعی، اعمال می‌شود. همچنین، این آزمون امکان ایجاد شکست‌های ساختاری ناهمگن را هم در عرض از مبدأ و هم در شیب هر واحد مقطعی در پانل فراهم می‌کند. آماره آزمون ریشه واحد پانل LM با استفاده از معادله زیر که توسط ایم و همکاران (Im et al., 2010) ارائه شده است، محاسبه می‌شود:

$$LM(\hat{\tau}^*) = \frac{\sqrt{N}[\bar{t} - \hat{E}(\bar{t})]}{\sqrt{\hat{V}(\bar{t})}} \quad (12)$$

در رابطه (۱۲)، $\hat{E}(\bar{t})$ و $\sqrt{\hat{V}(\bar{t})}$ به ترتیب برآورد متوسط میانگین‌ها و واریانس‌های $\bar{t}$ هستند که به مقادیر پارامتر P (تعداد وقفه‌های برش) و R (تعداد شکست‌ها) بستگی دارند (Lee & Tieslau, 2019). بر این اساس، ایم و همکاران (Im et al., 2010) مقادیر بحرانی جدیدی را برای میانگین‌ها و واریانس‌ها در ترکیب‌های مختلف N ، T و R ، شبیه‌سازی کردند. فرضیه صفر آزمون پانل LM نشان می‌دهد که پانل، ایستا نیست.

• آزمون پانل KPSS فوریه

کاریون-ای-سیلوستر و همکاران (Carrion-i-Silvestre et al. (CBL), 2005) آزمون پانل کویاتکوفسکی-فیلیپس-اشمیت-شین (Panel Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (PKPSS)) یا با نام دیگر CBL، را به عنوان یک آزمون ریشه واحد پانلی نسل دوم معرفی کردند. آزمون پانل PKPSS امکان ارزیابی ایستایی متغیرها را هم به صورت جداگانه (بر اساس مقطع عرضی) و هم به صورت پانلی با در نظر گرفتن ناهمگونی ضرایب و وابستگی مقطعی فراهم می کند. رویکرد توسعه یافته PKPSS، توسط بهمنی-اسکوئی و همکاران (Bahmani-Oskooee et al., 2014) مورد بازنگری قرار گرفت و منتهی به ارائه آزمون جدید CBL فوریه شد. این آزمون هم شکست های ملایم و هم شکست های تیز در تابع روند را در نظر می گیرد و ویژگی های انباشتگی را هم برای کل پانل و هم برای کشورهای منفرد، ارائه می دهد (Adalı et al., 2024). در واقع استفاده از این آزمون در این مطالعه به دلیل مزایای زیر است. اول، آزمون PKPSS جدید، امکان ناهمگنی و وابستگی مقطعی را در داده های پانل فراهم می کند. دوم، در این آزمون، هر عضو پانل می تواند تعداد متفاوتی از شکست های تیز و هموار داشته باشد که نیازی به دانستن مکان و تعداد آنها نیست (Yilanci et al., 2019). در آزمون ایستایی CBL جدید مبتنی بر فوریه مدل زیر برای آزمون ایستایی پانلی برآورد می شود:

$$y_{it} = \beta_i + \sum_{t=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \varphi_{1i} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varphi_{2i} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

در رابطه (۱۳)، t نشان دهنده روند، T نشان دهنده تعداد مشاهدات، m نشان دهنده تعداد بهینه شکست ها و k نشان دهنده یک فرکانس خاص است. متغیر مجازی که شکست ها در آن رخ می دهند، به عنوان انتقال های تیز DU شناخته می شود. «تقریب فوریه» (Fourier Approximation) برای ثبت شکست های هموار در مدل رابطه (۱۳) وارد می شود و ضرایبی که انتقال های هموار در آنها ثبت می شوند، با φ_{1i} و φ_{2i} نشان داده می شوند. $DU_{i,k,t}$ نیز متغیر ساختگی (مجازی) است که برای ثبت شکست های تیز (شدید) به شرح زیر وارد مدل شده است:

$$DU_{i,k,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } TB_{k-1}^i < t < TB_k^i \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (14)$$

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۲۳

در رابطه (۱۴)، TB_k^I نشان‌دهنده تاریخ k ام شکست برای مقطع λ ام است. آماره آزمون برای بررسی فرضیه صفر ایستایی پانل با چندین تغییر هموار و تیز را می‌توان با استفاده از معادله زیر محاسبه کرد:

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \bar{\xi})}{\bar{\xi}} \quad (15)$$

که در رابطه (۱۵)، $\bar{\xi}$ و $\bar{\gamma}$ به ترتیب متوسط میانگین‌ها واریانس‌های مقطعی را نشان می‌دهند. $LM(\lambda)$ در رابطه (۱۵) را می‌توان به روش زیر بدست آورد:

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2) \quad (16)$$

که در رابطه (۱۶)، $\sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2$ فرآیند جمع جزئی است و $\hat{\omega}_i^{-2}$ برآورد سازگار واریانس بلندمدت ε_{it} را نشان می‌دهد. این مطالعه به پیروی از توصیه اندرز و لی (Enders & Lee, 2012) مدل رابطه (۱۳) را به استفاده از یک تقریب فوریه واحد محدود می‌کند تا از مشکل «بیش‌برازش» (Overfitting) جلوگیری کند. به‌طور کلی آزمون ایستایی CBL مبتنی بر فوریه بهمنی اسکویی و همکاران (Bahmani-Oskooee et al., 2014) شامل دو مرحله است. ابتدا، شکست‌های تیز (m) و فرکانس مناسب (k) تعیین می‌شوند. در مرحله دوم، لزوم وجود مؤلفه‌های غیرخطی آزمایش می‌شود. بر این اساس به پیروی از بای و پرون (Bai & Perron, 1988)، در مرحله نخست با برآورد مدل رابطه (۱۳) در فرکانس‌های مختلف (k)، مجموع مربعات باقیمانده‌ها (Sum Squared Residuals (SSR))، ذخیره k بهینه (k^*) که حداقل SSR را تولید می‌کند، انتخاب می‌شود. سپس مجدداً مدل با k بهینه، برآورد و تعداد و مکان نقاط شکست به‌دست آمده به‌عنوان تعداد و مکان‌های بهینه نقاط شکست انتخاب می‌شوند. در مرحله دوم برای آزمون معناداری تابع فوریه ($\varphi_{1i} = \varphi_{2i} = 0$)، آماره آزمون F زیر به‌منظور مقایسه با مقادیر بحرانی مربوطه با شبیه‌سازی‌های مونت کارلو، محاسبه می‌شود:

$$F(k^*) = \frac{(SSR_u - SSR_r(k^*)) / 2}{SSR_r(k^*) / (T - q)} \quad (17)$$

که در رابطه (۱۷)، SSR_u و $SSR_r(k^*)$ به ترتیب نشان‌دهنده SSR به‌دست‌آمده از مدل رابطه (۱۳) با و بدون اعمال تابع فوریه است. هنگامی که نتوان فرضیه صفر عدم معناداری عبارات مثلثاتی را رد کرد، آزمون ریشه واحد CBL بدون توابع فوریه اعمال می‌شود. در مقابل، فرضیه صفر مبنی بر اینکه جزء فوریه (عبارات سینوسی و کسینوسی) غیرخطی نباید در معادله گنجانده شوند، زمانی که مقدار آماره F بزرگتر از مقادیر بحرانی محاسبه‌شده

جدول باشد، رد می‌شود و بنابراین تصمیم گرفته می‌شود که توابع فوریه هنگام بررسی خواص ایستایی سری مورد بررسی، در تحلیل گنجانده شوند.

۴. نتایج تجربی

در گام نخست، آزمون‌های وابستگی مقطعی شامل آزمون‌های: LM بروش-پاگان (LM_{BP})، LM مقیاس‌بندی شده پسران (LM_p)، LM مقیاس‌بندی شده با تصحیح اریب (LM_{adj})، CD پسران (CD_p) و LM بالتاجی و همکاران (LM_{BC})، انجام و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به مقدار آماره هر یک از این آزمون‌ها و سطوح احتمال محاسبه‌شده (p -value)، فرضیه صفر استقلال مقطعی در سطح اطمینان بالایی (۹۹ درصد) در هر ۵ آزمون، رد و وجود وابستگی مقطعی با استفاده از هر دو شاخص کیفیت اکوسیستم دریایی، نتیجه‌گیری و تأیید می‌شود (اگرچه ممکن است که کشورهای آسیایی تولیدکننده عمده ماهی از لحاظ جغرافیایی مجزا به نظر برسند؛ اما عواملی هم‌چون پیامدهای خارجی و پویایی صنعت شیلات مانند شوک‌های مشترک جهانی و قیمت‌های جهانی، موضوع وابستگی مقطعی در کشورهای مورد مطالعه را توجیه کند).

جدول ۲. نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی بین اعضای پانل

نتیجه	نام آزمون								شاخص		
	LM _{BC}		CD _p		LM _{adj}		LM _p			LM _{BP}	
	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره	p-value	آماره		p-value	آماره
تأیید	۰/۰۰۰	۱۱۱/۵۶۴***	۰/۰۰۰	۱۴/۶۹۲***	۰/۰۰۰	۱۱۱/۶۵۳***	۰/۰۰۰	۱۱۱/۸۴۱***	۰/۰۰۰	۱۲۸۹/۸۷۶***	FEF
تأیید	۰/۰۰۰	۱۷۹/۳۲۹***	۰/۰۰۰	۳۴/۳۱۲***	۰/۰۰۰	۱۷۹/۳۲۹***	۰/۰۰۰	۱۷۹/۴۱۶***	۰/۰۰۰	۱۹۳۶/۷۳۲***	FLCF

مأخذ: یافته‌های تحقیق

(علامت *** بیان‌گر معناداری در سطح ۱ درصد است)

در جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد CADF برای هر عضو پانل نشان داده شده است. بر اساس نتایج، مقدار آماره آزمون برای شاخص FEF در تمام کشورهای مورد مطالعه از مقادیر بحرانی در سطوح اطمینان مختلف ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد کوچک‌تر است که به معنای عدم رد فرضیه صفر ریشه واحد رد پای زمین‌های ماهی‌گیری برای تمام کشورهاست. بنابراین هرگونه شوک ناشی از سیاست‌های زیست‌محیطی تأثیر مداومی بر FEF در همه کشورهای مورد مطالعه خواهد داشت و می‌تواند بر کاهش فشار انسانی در سمت تقاضای اکوسیستم دریایی مؤثر باشد. این درحالیست که نتایج آزمون CADF برای شاخص FLCF تا حدودی متفاوت است. بر این اساس، فرضیه صفر ریشه واحد تعادل اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری در کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند، رد و ایستایی ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری در این کشورها تأیید می‌شود. بر این اساس هرگونه شوک ناشی از سیاست‌های زیست‌محیطی، تعادل اکولوژیکی را در این ۴ کشور (بر خلاف FEF) از روند بلندمدت خود منحرف نمی‌کند. دلیل این نتیجه‌گیری می‌تواند به دلیل ایستایی شدید ظرفیت بیولوژیکی (BC) در سمت عرضه‌ی اکوسیستم دریایی باشد که در مجموع آثار شوک‌های ناشی از سیاست‌های زیست‌محیطی بر تعادل اکولوژیکی را در این کشورها خنثی می‌سازد.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم

شاخص		کشور
FLCF	FEF	
آماره آزمون CADF		
-۰/۸۷۱	-۱/۵۲۵	چین
-۲/۰۳۲	-۲/۹۶۸	هند
-۴/۸۲۹***	-۲/۹۹۹	اندونزی
-۲/۱۸۷	-۱/۷۶۵	ایران
۰/۱۶۶	-۱/۵۷۸	ژاپن
-۲/۳۲۳	-۳/۱۰۷	کره جنوبی
-۵/۳۹۵***	-۲/۲۵۳	مالزی
-۱/۷۹۴	-۱/۵۸۳	میانمار
-۶/۹۷۸***	-۲/۴۹۸	فیلیپین
-۵/۸۷۲***	-۱/۷۶۶	تایلند

شاخص		کشور
FLCF	FEF	
آماره آزمون CADF		
-۲/۲۹۸	-۱/۵۶۱	ویتنام
مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف		
CV آزمون CIPS	CV آزمون CADF	
-۲/۷۲۰	-۳/۴۳۰	۹۰ درصد
-۲/۸۳۰	-۳/۷۶۰	۹۵ درصد
-۳/۰۴۰	-۴/۴۱۰	۹۹ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

(علامت *** بیان‌گر معناداری در سطح ۱ درصد است)

جدول (۴) نتایج چهار آزمون ریشه واحد مبتنی بر پانل نسل دوم را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از سه آزمون CIPS، PANIC و LM نشان می‌دهد که شاخص تخریب اکوسیستم دریایی FEF در سطح ۱ درصد، غیر ایستا و دارای ریشه واحد است؛ اما شاخص کیفیت اکوسیستم دریایی FLCF در سطح ۱ درصد در کشورهای مورد مطالعه، ایستا است. در تأیید این نتایج، نتایج آزمون پانل CBL (که فرضیه صفر آن بر خلاف سه آزمون دیگر به ایستایی پانل اشاره دارد) تحت فرض واریانس بلندمدت همگن و ناهمگن نشان می‌دهد که می‌توان فرضیه صفر ایستایی را برای شاخص ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (FEF)، رد کرد؛ اما این فرضیه برای ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FLCF)، رد نمی‌شود. بنابراین می‌توان گفت که شاخص FEF در کل پانل رفتار بازگشت به میانگین ندارد و پس از یک شوک سیاستی، به روند میانگین یا اولیه خود باز نمی‌گردد. در واقع، اثرات شوک‌های سیاستی بر ردپای ماهی‌گیری در درازمدت ماندگار (دائمی) است و اگر سیاست‌گذاران در کشورهای آسیایی تولیدکننده عمده شیلات تصمیم بگیرند که به‌طور مشترک اندازه ردپای مناطق ماهی‌گیری را کاهش دهند، با مقاومت شدیدی مواجه نخواهند شد. در مقابل و بر خلاف بخش تقاضای انسان برای اکوسیستم دریایی، نتایج نشان می‌دهد که اعمال سیاست‌های مشترک در کشورهای مورد مطالعه برای تغییر در تعادل اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری، موقتی است و سیاست‌های اعمال‌شده بر این شاخص باعث تغییرات دائمی نمی‌شوند.

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۲۷

جدول ۴. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم

شاخص کیفیت اکوسیستم دریایی					
FLCF		FEF			
p-value	مقدار آماره آزمون	p-value	مقدار آماره آزمون	نام آزمون	
۰/۰۰۰	۰۰				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

(علامت *** نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱ درصد است. در آزمون PANIC، $\hat{r}$ تعداد برآوردی عوامل مشترک بر اساس توابع معیار IC است. P_{ϵ}^c آماره نوع فیشر بر اساس مقادیر p آزمون‌های ADF منفرد است. Z_{ϵ}^c آماره نوع چوی استاندارد شده برای نمونه‌های بزرگ N است. مقدار برآوردی اول $\hat{r}_1$ از آزمون فیلتر شده MQ_f و مقدار دوم از آزمون اصلاح شده MQ_c مشتق شده است. آماره‌های آزمون CBL به ترتیب آماره‌های آزمون ایستایی پانل را تحت فرض واریانس بلندمدت همگن و ناهمگن نشان می‌دهند.)

آزمون ریشه واحد پانل KPSS فوریه بهمنی-اسکوئی و همکاران (Bahmani-Oskooee et al., 2014)، نتایج آزمون ایستایی را برای هر عضو نمونه پانل نیز ارائه می‌دهد که این نتایج در جدول (۵) نشان داده شده است. ویژگی‌های تصادفی شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی هر کشور، بیش‌های خاصی را برای تعیین این‌که آیا سیاست‌های ماهی‌گیری و دریایی به‌طور مداوم بر تخریب محیط‌زیست دریایی تأثیر می‌گذارند، ارائه می‌دهد. به این منظور حداکثر تعداد فرکانس (k) و سال‌های شکست ساختاری برای تعیین مقدار این دو پارامتر به ترتیب ۵ و ۳ در نظر گرفته شده است. همچنین، تعداد تکرار بوت‌استرپ‌ها برای دستیابی به آماره‌های پانل KPSS و آزمون F برای هر کشور نمونه، ۲۰۰۰۰ است. H_0 در این آزمون نشان می‌دهد که سری ایستا است و وقتی آماره آزمون بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی H_0 باشد، نمی‌توان آن را پذیرفت. علاوه بر این، معناداری توابع مثلثاتی (عبارات فوریه) با

مقایسه آماره آزمون F با مقادیر بحرانی این آزمون در سطوح اطمینان مختلف تعیین می‌شود.

همان‌طور که در جدول (۵) نشان داده شده، تابع مثلثاتی برای همه کشورها به جز میانمار، حداقل در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار است. بنابراین آزمون ریشه واحد CBL بدون توابع فوریه برای این کشور اعمال می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد که در فرآیند تولید داده‌های هر دو شاخص FEF و FLCF برای همه سری‌های کشوری به جز میانمار، غیرخطی بودن وجود دارد. از مقایسه آماره آزمون KPSS و مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف برای شاخص FEF، H_0 برای کلیه کشورها (به جز اندونزی و تایلند) رد می‌شود؛ زیرا آمار آزمون KPSS از مقادیر بحرانی آن حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد، بزرگ‌تر است. ردپای اکولوژیکی ماهی‌گیری در تمام این کشورها دارای ریشه واحد است و ایستا نیست. بنابراین به نظر می‌رسد هرگونه شوک ناشی از سیاست‌های زیست‌محیطی تأثیر مداومی بر FEF خواهد داشت. مقایسه آماره آزمون KPSS و مقادیر بحرانی در سطوح احتمال مختلف برای شاخص FLCF، تا حدودی نتایج متفاوتی نسبت به FEF نشان می‌دهد. بر این اساس، H_0 برای کشورهای چین، هند، ایران، ژاپن، کره جنوبی، میانمار و ویتنام رد می‌شود؛ زیرا آمار آزمون KPSS از مقادیر بحرانی آن حداقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد، بزرگ‌تر است. این درحالیست که H_0 ایستایی در کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند رد نمی‌شود. بنابراین، FLCF این ۴ کشور دارای الگوی بازگشت به میانگین است؛ زیرا سری ایستا است. بر این اساس به نظر می‌رسد که هرگونه شوک ناشی از سیاست‌های زیست‌محیطی، FLCF را در این کشورها از روند بلندمدت خود منحرف نمی‌کند.

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۲۹

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد پانل KPSS فوریه

کشور	شاخص	آماره آزمون KPSS				مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف				تاریخ‌های (سال‌های) شکست ساختاری				فرکانس پهنه (k*)	مقدار آماره F	مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف			
		۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	اول	دوم	شکست سوم	شکست	۹۰ درصد	۹۵ درصد	۹۹ درصد	اول	دوم			شکست سوم	شکست	۹۰ درصد	۹۵ درصد
چین	FEF	۰/۲۱۲	۰/۲۲۵	۰/۲۸۹	۰/۱۲۲	۰/۱۳۵	۰/۲۸۶	۱۹۸۴	۱۹۷۲	۲۰۱۱	۲۰۱۱	۳	۱	۱	۵/۹۱۹***	۲/۳۷۵	۳/۱۴۴	۴/۸۸۶	
	FLCF	۰/۰۸۷	۰/۱۰۹	۰/۱۸۴	۰/۱۶۱	۰/۲۸۶	۱۹۸۴	۱۹۷۲	۲۰۱۱	۲۰۱۱	۳	۱	۱	۱	۵/۱۱۲***	۲/۳۷۵	۳/۱۴۴	۴/۸۸۶	
	FEF	۰/۲۸۹	۰/۱۳۵	۰/۱۸۴	۰/۱۲۲	۰/۱۳۵	۰/۲۸۶	۱۹۸۴	۱۹۷۲	۲۰۱۱	۲۰۱۱	۳	۱	۱	۵/۹۱۹***	۲/۳۷۵	۳/۱۴۴	۴/۸۸۶	
	FLCF	۰/۰۸۷	۰/۱۰۹	۰/۱۸۴	۰/۱۶۱	۰/۲۸۶	۱۹۸۴	۱۹۷۲	۲۰۱۱	۲۰۱۱	۳	۱	۱	۱	۵/۱۱۲***	۲/۳۷۵	۳/۱۴۴	۴/۸۸۶	
هند	FEF	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	
	FLCF	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	
	FEF	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	
	FLCF	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	۰/۰۹۱*	
اندونزی	FEF	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	
	FLCF	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	
	FEF	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	
	FLCF	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	۰/۰۶۹*	
ایران	FEF	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	
	FLCF	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	
	FEF	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	
	FLCF	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۱	
ژاپن	FEF	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	
	FLCF	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	
	FEF	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	
	FLCF	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	۰/۲۲۳	

۱۳۰ اقتصاد و تجارت نوین، سال ۲۰، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴

کشور	کریه جنوبی					مالزی		میانمار		فیلیپین		تایلند		ویتنام		
	شاخص		FEF	FLCF	FEF	FLCF	FEF	FLCF	FEF	FLCF	FEF	FLCF	FEF		FLCF	
آماره آزمون KPSS	۰/۴۴۲		۰/۱۴۴	۰/۰۸۸	۰/۱۳۱*	۰/۰۵۳	۰/۱۵۳	۰/۰۵۹	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۵/۵۶۷	۹۹ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
	۰/۲۸۳		۰/۰۸۰	۰/۰۵۹	۰/۱۵۳	۰/۱۹۹	۰/۰۷۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۰	۰/۰۹۹	۰/۳۸۴	۰/۶۳۱	۰/۱۴۲	۰/۱۰۹	۳/۳۵۶	۹۵ درصد
تاریخ‌های (سال‌های) شکست ساختاری	۲۰۱۳		۱۹۷۸	۱۹۷۰	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۰	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	۲۰۱۳	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	شکست اول
	۲۰۱۳		۱۹۷۸	۱۹۷۰	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۰	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	۲۰۱۳	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	شکست دوم
	۲۰۱۳		۱۹۷۸	۱۹۷۰	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۰	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	۲۰۱۳	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	شکست سوم
	۲۰۱۳		۱۹۷۸	۱۹۷۰	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۰	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	۲۰۱۳	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	شکست
	۲۰۱۳		۱۹۷۸	۱۹۷۰	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۳	۱۹۷۰	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	۲۰۱۳	۱۹۷۸	۱۹۷۸	۲۰۱۳	شکست
فرکانس بهینه (k*)	۲		۲	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	شکست
	۲		۲	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	شکست
	۲		۲	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	شکست
	۲		۲	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	شکست
	۲		۲	۱	۱	۱	۱	۱	۱	۲	۲	۲	۲	۲	۲	شکست
مقدار آماره F	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست
	۲۲/۲۸۱***		۳۰/۵۹۰***	۸/۱۲۶***	۶/۸۹۸***	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	۱/۹۷۲	شکست

پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی ... (ابوالقاسم گل‌خندان) ۱۳۱

کشور	شاخص	مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف				تاریخ‌های (سال‌های) شکست ساختاری	فرکانس بهینه (۱/۴)	مقدار آماره F	مقادیر بحرانی (CV) در سطوح اطمینان مختلف			
		درصد ۹۰	درصد ۹۵	درصد ۹۹	درصد ۹۹	اول	شکست دوم	شکست سوم	شکست اول	درصد ۹۰	درصد ۹۵	درصد ۹۹
	FLCF	۰/۱۱۲	۰/۰۵۸	۰/۰۶۸	۰/۰۹۲	۱۹۸۰	۱۹۹۲	-	۱	۲/۴۶۱	۳/۱۵۴	۵/۱۷۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

(علامت * نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر ایستایی در آزمون KPSS و علامت **، *** و * در آزمون F به ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است و مقادیر بحرانی آزمون‌ها با به کارگیری شبیه‌سازی مونت کارلو و با استفاده از ۲۰۰۰۰ تکرار محاسبه می‌شوند. همچنین، حداکثر شکست‌ها و فرکانس بهینه به ترتیب ۳ و ۵ در نظر گرفته شده است.

۵. نتیجه‌گیری

در این پژوهش میزان تداوم و پایداری شوک‌های سیاستی به کیفیت اکوسیستم دریایی (MEQ) در ۱۱ کشور آسیایی تولیدکننده عمده ماهی طی سال‌های ۲۰۲۴-۱۹۶۱ و با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد تحلیل شده است. به این منظور از ضریب ظرفیت بار زمین‌های ماهی‌گیری (FLCF) به عنوان یک شاخص مستقیم و از رد پای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (FEF) به عنوان یک شاخص معکوس MEQ و از آزمون‌های قدرتمند ریشه واحد پانلی نسل دوم شامل CIPS، PANIC، LM تبدیل شده و KPSS فوریه با شکست‌های ساختاری تیز و هموار استفاده شده است.

نتایج تجربی در سطح کل پانل نشان می‌دهد که FEF، رفتار بازگشت به میانگین ندارد و دارای ریشه واحد است؛ در حالی که FLCF، ویژگی‌های ایستایی را نشان می‌دهد. بنابراین اگر سیاست‌گذاران تصمیم به اجرای سیاست‌های مشترک مرتبط با هدف کاهش FEF در کشورهای مورد مطالعه بگیرند، این سیاست‌ها تأثیر دائمی خواهند داشت. در مقابل، اعمال سیاست‌های مشترک در جهت کاهش FLCF، تأثیر موقت دارد و FLCF در مواجهه با شوک‌ها قابل احیا هستند.

در سطح کشوری نیز، نتایج آزمون ریشه واحد پانل KPSS فوریه و CIPS نشان می‌دهد که FEF در ۹ کشور از ۱۱ کشور مورد مطالعه (تمام کشورها به جز تایلند و اندونزی)،

دارای ریشه واحد است. در حالی که نتایج در مورد ایستایی FLCF، ناهمگن و مختلط است. بر این اساس تعادل اکولوژیکی در ۷ کشور: چین، هند، ایران، ژاپن، کره جنوبی، میانمار و ویتنام دارای ریشه واحد و در سایر کشورها، ایستا است.

نتایج پژوهش حاضر مبنی بر عدم ایستایی شاخص ردپای اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری در کل پانل و در اکثر کشورهای مورد بررسی، هم‌سو با نتایج ییلانچی و همکاران (Yilanci et al. 2019) برای ۲۵ کشور OECD است. در این راستا نتایج مطالعه سولارین و همکاران (Solarin et al. 2021) نیز برای ۸۹ کشور جهان با استفاده از روش هم‌گرایی کسری حاکی از غیرایستا بودن FEF در ۸۵/۵ درصد از نمونه است. نتایج مطالعه آدالی و همکاران (Adalı et al. 2024) که از حیث روش بررسی بیشترین نزدیکی به پژوهش حاضر را دارد (اما از لحاظ شاخص و نمونه مورد بررسی کاملاً متفاوت است) نشان می‌دهد که وضعیت ایستایی تعادل اکولوژیکی زمین‌های ماهی‌گیری (FEB) که از تفاضل FEF از ظرفیت زیستی زمین‌های ماهی‌گیری محاسبه می‌شود، در کشورهای آفریقایی مختلف، متفاوت است و علاوه بر این با تغییر در آزمون‌های ریشه واحد ممکن است وضعیت ایستایی هر کشور نیز تغییر کند.

نتایج به‌دست‌آمده می‌تواند به سیاست‌گذاران هر کشور در طراحی سیاست‌های مؤثر افزایش MEQ کمک کند. در کشورهای که فرضیه اثر تأخیری (وجود ریشه واحد) در ردپای مناطق ماهی‌گیری تأیید می‌شود (تمام کشورها به جز تایلند و اندونزی) و یا ضریب ظرفیت بار مناطق ماهی‌گیری آن‌ها دارای ریشه واحد است (کشورهای: چین، هند، ایران، ژاپن، کره جنوبی، میانمار و ویتنام)، شوک‌های ناشی از سیاست‌های اجراشده برای جلوگیری از ردپای سرانه مناطق ماهی‌گیری و ارتقای ضریب ظرفیت بار آن، تأثیرات طولانی‌مدت خواهد داشت؛ در واقع اگر سیاست‌گذاران در این کشورها تصمیم بگیرند که تخریب محیط‌زیست دریایی را کاهش دهند، با مقاومت زیادی از سوی ماهی‌گیران و فعالان صنعت ماهی‌گیری مواجه نخواهند شد؛ زیرا در این کشورها سیاست‌های حفاظت از اکوسیستم دریایی و مداخله دولت در جهت وضع این سیاست‌ها، دائمی و مؤثر خواهند بود. بنابراین سیاست‌های مطلوب در این کشورها شامل سیاست‌هایی است که با واردکردن فناوری‌های پیشرفته کارا و سازگار با محیط‌زیست دریایی، افزایش آموزش در میان ماهی‌گیران، ایجاد مناطق حفاظت‌شده دریایی و تنظیم یا ممنوعیت صید ترال و سایر اشکال ماهی‌گیری مخرب (بالاخص در کشورهایی که این فعالیت‌ها در آن‌ها رایج است)،

می‌توانند از زیستگاه‌های ماهی‌گیری محافظت کنند و استراتژی‌های مدیریت صید پایدار بهبود بخشند. در مقابل شوک‌ها و سیاست‌های محیط‌زیستی در بخش ماهی‌گیری کشورهایی که ردپای مناطق ماهی‌گیری و یا ضریب ظرفیت بار مناطق ماهی‌گیری آن‌ها، ایستا است، تأثیری گذرا و موقت خواهند داشت. بر این اساس، مداخله دولت در این کشورها مؤثر نخواهد بود؛ چراکه با مقاومت شدیدی از سوی ماهی‌گیران و فعالان صنعت ماهی‌گیری مواجه خواهند شد و در این وضعیت کاهش تخریب محیط‌زیست دریایی به سادگی ممکن نیست و نیاز به تلاش گسترده‌ای در این زمینه است. اما، پیش‌بینی آماری قابل اعتمادی برای رفتار آینده‌ی ضریب ظرفیت بار و ردپای زمین‌های ماهی‌گیری بر اساس رفتار گذشته‌ی آن در این کشورها امکان‌پذیر است و بنابراین، سیاست‌گذاران می‌توانند از پیش‌بینی به‌عنوان یک ابزار سیاستی اساسی برای مبارزه با تخریب محیط‌زیست در این بخش استفاده کنند. یکی دیگر از اهمیت‌های عملی نتایج تجربی این پژوهش، ارائه راهنمایی برای شرکت‌هایی است که در ارائه فناوری‌های ردپای مناطق ماهی‌گیری فعالیت می‌کنند. بر این اساس، نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که این شرکت‌ها بایستی فعالیت‌های خود را روی کدام کشورها متمرکز کنند. توصیه می‌شود شرکت‌هایی که محصولات یا خدماتی مانند هوش مصنوعی، کلان‌داده، زنجیره بلوکی، پهپادها، وزن‌کشی هوشمند در دریا، تلفن‌های هوشمند برای نظارت، شناسایی فرکانس رادیویی، نوآوری دوربین‌های داخلی، یادگیری ماشینی و فناوری‌های رایج ردیابی کشتی با هدف کاهش تجهیزات ماهی‌گیری و شیوه‌های مخرب ماهی‌گیری ارائه می‌دهند، بیشتر بر کشورهایی با ردپای مناطق ماهی‌گیری غیرایستا شامل کشورهای: چین، هند، ویتنام، فیلیپین، ژاپن، کره جنوبی، مالزی، میانمار و ایران. تمرکز کنند. دلیل این امر این است که مداخلات برای کاهش ردپای مناطق ماهی‌گیری در این کشورها موفق‌تر خواهد بود و در نتیجه، محصولات یا خدمات چنین شرکت‌هایی احتمالاً در این کشورها بیشتر مورد نیاز است.

در انتها ذکر این نکته به‌عنوان یک محدودیت در پژوهش حاضر ضروری است که اگرچه آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم، یک رویکرد استاندارد و معتبر برای سنجش ماندگاری شوک‌ها هستند، اما این چارچوب، ذاتاً یک پاسخ دوتایی موقت یا دائمی (ایستا در مقابل نایستا) برای شوک‌ها ارائه می‌دهد. این رویکرد، امکان وجود حالات بینابینی را نادیده می‌گیرد. بر این اساس، به‌عنوان یک پیشنهاد برای غنی‌سازی تحلیل موضوع در پژوهش‌های آتی به پژوهش‌گران توصیه می‌شود به رویکردهای جایگزین که طیفی از

ماندگاری را مدل‌سازی می‌کنند، مانند مدل‌های حافظه بلندمدت و آزمون «انباشتگی کسری» توجه نمایند. انباشتگی کسری امکان بررسی موارد ایستا $I(0)$ و غیر ایستا $I(1)$ را به‌عنوان مدل‌های خاص (حدی) مورد توجه فراهم می‌کند و بنابراین عمومی‌تر و انعطاف‌پذیرتر از این دو نمایش کلاسیک است. این آزمون برخلاف آزمون‌های ریشه واحد که در آن‌ها مرتبه انباشتگی برای سری‌های ایستا، ۰ و برای سری‌های غیرایستا، ۱ است، امکان درجات کسری متمایز را فراهم می‌کند. این انعطاف‌پذیری به محقق امکان آن را می‌دهد تا سری‌های غیرایستایی را در نظر بگیرد که در آن‌ها شوک‌ها هنوز هم با اثرات طولانی‌مدت، فرآیند بازگشت به میانگین دارند. علاوه بر این استفاده از سایر آزمون‌های ریشه واحد نوین که از کارایی و توان بالایی برخوردارند، مانند آزمون‌های ریشه واحد پانلی غیرخطی و آزمون‌های ریشه واحد مبتنی بر کوانتایل (چندک) با شوک‌های مشترک یا تقریب فوری در جهت یافتن رابطه‌ای روشن در زمینه تداوم و پایداری شوک‌ها به شاخص‌های کیفیت اکوسیستم دریایی می‌تواند موضوعاتی برای پژوهش‌های آتی باشد.

کتاب‌نامه

- دانشمند، آرین و رستمی‌راد، مژگان. (۱۴۰۰). ماندگاری شوک‌ها بر تخریب محیط‌زیست در کشورهای صادرکننده نفت: دلالت‌هایی برای سیاست‌گذاری زیست‌محیطی. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۰(۳۹)، ۱۲۷-۱۵۸. doi: 10.22054/jiee.2022.66047.1889
- گل‌خندان ابوالقاسم. (۱۴۰۴). عوامل مؤثر بر صید پایدار در چارچوب منحنی ظرفیت بار بسترهای صید (FGLCC): مطالعه کشورهای آسیایی تولیدکننده شیلات. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱۳(۵۰)، ۲۰۰-۲۵۷.
- گل‌خندان، ابوالقاسم و جهانگیری، لیلا. (۱۴۰۴). اثر تعاملی ریسک ژئوپلیتیک و رانت نفت بر انتشار کربن در کشورهای صادرکننده نفت. *مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۴(۱)، ۵۹-۹۰. doi: 10.22126/pse.2024.10509.1118
- گل‌خندان، ابوالقاسم و محمدیان منصور، صاحب. (۱۴۰۲). نظامی‌سازی، علت جهانی‌شدن یا معلول آن؟ (مطالعه کشورهای خاورمیانه با رویکرد علیت گرنجری مبتنی بر بوت‌استرپ). *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۳۰(۲۶)، ۲۹۹-۳۳۴. doi: 10.22067/erd.2024.84724.1204

- Adali, Z., Toygar, A., Karataş, A.M. & Yıldırım, U. (2024). Sustainable fisheries and the conservation of marine resources: A stochastic analysis of the fishery balance of African countries. *Journal for Nature Conservation*, 80, 126653. <https://doi.org/10.1016/j.jnc.2024.126653>
- Adali, Z., Yeter, F., Çoban, M.N., Sari, S. (2025). Exploring the grazing land footprint's stochastic behavior in the top aairy and meat-producing nations. *Environmental Modeling & Assessment*, 30, 107-123.
- Alper, A.E. & Alper, O.E. (2021). Persistence of policy shocks to the ecological footprint of MINT countries. *Ege Academic Review*, 21(4), 427-440. Doi: 10.21121/eab.1015635
- Aminizadeh, M., Mohammadi, H. & Karbasi, A. (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>
- Ayad, H. & Lefilef, A. (2024). Unveiling new insights into China's marine ecosystem: Exploring the fishing grounds load capacity curve. *Journal of Cleaner Production.*, 450(23), 141507. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.141507>
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., & Wu, T. (2014). Revisiting purchasing power parity in African countries: panel stationary test with sharp and smooth breaks. *Applied Financial Economics*, 24(22), 1429-1438. <https://doi.org/10.1080/09603107.2014.925068>
- Bai, J. & Ng, S. (2001), A PANIC attack on unit roots and cointegration , Mimeo, Boston College, Department of Economics.
- Bai, J. & Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72 (4), 1127-1177. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Baltagi, B.H., Feng, Q. & Kao, C. (2012). A Lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177.
- Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM test and its application to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>nalys
- Caglar, A.E., Balsalobre-Lorente, D. & Akin, C.S. (2021). Analyzing the ecological footprint in EU-5 countries under a scenario of carbon neutrality: Evidence from newly developed sharp and smooth structural breaks in unit root testing. *Journal of Environmental Management*, 295, 113155. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.113155>
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Del Barrio-Castro, T. & Lopez-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: an application to the GDP per capita. *The Econometrics Journal*, 159-175.
- Chang, C.K., (2012). Mean reversion of real interest rates in G-20: Panel KSS test by spsm with a Fourier function. *Journal for Economic Forecasting, Institute for Economic Forecasting*, 0(3), 58-68.

- Choi, I. (2001). Unit root tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- Clark T.P., Longo S.B., Clark B. & Jorgensin, A.K. (2018). Sociostructural drivers, fisheries footprints, and seafood consumption: A comparative international study, 1961-2012. *Journal of Rural Studies*, 57, 140-146. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.12.008>
- Enders, W. & Lee, J. (2012). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth 450 breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74, 574-99.
- Food and Agriculture Organization, 2022. The state of world fisheries and aquaculture, 2018. Retrieved from. <http://www.fao.org/3/i9540en/i9540en.pdf>
- Gil-Alana, L.A., Solarin, S.A. (2018). Have US environmental policies been effective in the reduction of US emissions? A new approach using fractional integration. *Atmospheric Pollution Research*, 9(1), 53-60.
- Global Footprint Network (2023). Global foot print network database. Retrieved from <http://data.footprintnetwork.org/countryTrends.html>
- Hurlin, C. & Mignon, V. (2007). Second generation panel unit root tests. Working Papers halshs-00159842, HAL.
- Im, K.S., Lee, J. & Tieslau, M. (2010). Panel LM unit root tests with trend shifts. SSRN 1619918. Doi: 10.2139/ssrn.1619918.
- Karimi, M.S., Khezri, M., Khan, Y.A. & Razzaghi, S. (2022). Exploring the influence of economic freedom index on fishing grounds footprint in environmental Kuznets curve framework through spatial econometrics technique: evidence from Asia-Pacific countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 6251-6266. DOI: 10.1007/s11356-021-16110-8
- Lee, J. & Tieslau, M. (2019). Panel LM unit root tests with level and trend shifts. *Economic Modelling*, 80, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.11.001>
- Lin, D., Hanscom, L., Martindill, J., Borucke, M., Cohen, L., Galli, A., Lazarus, E., Zokai, G., Iha, K., Eaton, D. & Wackernagel, M. (2018). Working Guidebook to the National Footprint Accounts. Oakland: Global Footprint Network.
- Maddala, G.S. & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, 631-652.
- Nham, N.T.H., Hoa, T.T.M. & Ha, L.T. (2024). Influences of digitalization on sustaining marine minerals: A path toward sustainable blue economy. *Ocean & Coastal Management*, 239. <https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2023.106589>
- Ozcan, B., Ulucak, R. & Dogan, E. (2019). Analyzing long lasting effects of environmental policies: evidence from low, middle and high income economies. *Sustainable Cities and Society*, 44, 130-143. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2018.09.025>
- Pata, U.K., Erdogan, S., Solarin, S.A., Okumus, I. (2024). Evaluating the influence of democracy, financial development, and fishery product consumption on fishing grounds: A case study for Malaysia. *Marine Policy*, 168. <https://doi.org/10.1016/j.marpol.2024.106301>

- Pata, U.K., Kartal, M.T., Adali, Z. & Karlilar, S. (2023). Proposal of fishing load capacity curve and testing validity: Evidence from top 20 countries with highest fisheries production by panel data approaches. *Ocean & Coastal Management*, 245. <https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2023.106856>
- Pata, U. K., & Yilanci, V. (2021). Investigating the persistence of shocks on the ecological balance: evidence from G10 and N11 countries. *Sustainable Production and Consumption*, 28, 624-636. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2021.06.027>
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels, Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435.
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*. 11, 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368423X.2007.00227.x>
- 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*, 11. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2225917>
- Shahbaz, M., Akcan, A.T., Soyigıt, S. & Kılıç, C. (2025). Are policy shocks to forest products footprint permanent or temporary? Evidence from 128 countries. *Journal of Forest Research*, 30(4), 295-315. <https://doi.org/10.1080/13416979.2025.2475526>
- Stock, J.H & Watson, M.W. (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- Solarin, S.A. & Bello, M.O. (2018). Persistence of policy shocks to an environmental degradation index: the case of ecological footprint in 128 developed and developing countries. *Ecological Indicators*, 89, 35-44. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.01.064>
- Solarin, S.A., Gil-Alana, L.A. & Lafuente, C. (2019). Persistence in carbon footprint emissions: an overview of 92 countries. *Carbon Management*, 10(4), 405-415. <https://doi.org/10.1080/17583004.2019.1620038>
- Solarin, S.A., Gil-Alana, L.A. & Lafuente, C. (2021a). Persistence and sustainability of fishing grounds footprint: Evidence from 89 countries. *Science of the Total Environment*, 751, 141594. <http://dx.doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141594>
- Solarin, S.A., Gil-Alana, L.A., Lafuente, C. (2021b). Persistence and non-stationarity in the built-up land footprint across 89 countries. *Ecological Indicators*. 123, <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2021.107372>
- Solarin, A.S., Kundu, P., Sahu, P.K. & Law, J.K. (2024). The impact of aggregated and disaggregated fisheries production and licensed fishermen on fishing grounds footprint: A time series analysis. *Marine Pollution Bulletin*, 23.
- Teng, E., Mehmood, U., Alofaysan, H. & Sun, Y. (2024). Bridging shores: Leveraging green finance, financial globalization, and human capital for a cleaner environment in G-20 marine ecosystems using the fishing ground capability curve theory. *Marine Policy*, 170.

- Ulucak, R. & Lin, D. (2017). Persistence of policy shocks to ecological footprint of the USA. *Ecological Indicators*, 80, 337343. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.05.020>
- Uzar, U. & Eyuboglu, K. (2025). The role of income inequality in shaping fishing ground footprint in Indonesia: Insights from the Fourier Augmented ARDL approach. *Marine Policy*, 176.
- Villanthenkodath, M.A & Pal, S. (2025). Assessing the relative impact of inland and marine fish production on fishing load capacity factor: Insights for sustainable fisheries management. *Marine Pollution Bulletin*, 215.
- World Wide Fund. (2020). In: Grooten, M., Almond, R.E.A. (Eds.), Living Planet Report 2018: Aiming Higher. WWF, Gland, Switzerland.
- Yeter, F. & Ölmez, A. (2024). Preservation of Marine Resources and Sustainable Fisheries: Analyzing the Stochastic Dynamics of Fishing Grounds Footprints in the Nordic Countries. *Journal of Recycling Economy & Sustainability Policy*, 3(2), 129-139. Retrieved from <https://respjournal.com/index.php/pub/article/view/53>
- Yilanci, V., Cutcu, I. & Cayir, B. (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., Gorus, M.S., Aydin, M. (2019). Are shocks to ecological footprint in OECD countries permanent or temporary? *J. Clean. Prod.* 212, 270-301. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.11.299>
- Yilanci, V., Gorus, M.S. & Solarin, S.A. (2021). Convergence in per capita carbon footprint and ecological footprint for G7 countries: Evidence from panel Fourier threshold unit root test. *Energy & Environment*, 33(3). <https://doi.org/10.1177/0958305X211011461>
- Yilanci, Veli, Ozgur, O. & Saritas, M.M. (2025). Are Shocks to the Grazing Land Footprint Permanent or Transitory? Evidence from a Machine Learning-Based Unit Root Test. *Sustainability*, 17(14). <https://doi.org/10.3390/su17146312>
- Yilanci, V. & Pata, U.K. (2020). Are shocks to ecological balance permanent or temporary? Evidence from LM unit root tests. *Journal of Cleaner Production*, 276 (124294). <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124294>
- Yilanci, V., Pata, U. K., & Cutcu, I. (2022). Testing the persistence of shocks on ecological footprint and sub-accounts: evidence from the big ten emerging markets. *International Journal of Environmental Research*, 16(1). <https://doi.org/10.1007/s41742-021-00391-5>
- Yıldırım, D.Ç., Yıldırım, S., Bostancı, S.H., Turan, T. (2022). The nexus between human development and fishing footprint among Mediterranean countries. *Marine Pollution Bulletin*. 176, 113426. <https://doi.org/10.1016/j.marpolbul.2022.113426>