بررسی رابطه علی بین پایداری زیست‌محیطی، توسعه اقتصادی و امید به زندگی در ایران در افق‌های زمانی مختلف: رویکرد تبدیل موجک و تقریب فوریه

ابوالقاسم گل‌خندان [۱]، صاحبه محمدیان منصور [۲*]

[۱] دکتری تخصصی اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران
[۲] استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

* **نویسنده مسؤول:** صاحبه محمدیان منصور
sahebemansour@pnu.ac.ir

ارجاع: گل‌خندان ابوالقاسم، محمدیان‌منصور صاحبه. بررسی رابطه علی بین پایداری زیست‌محیطی، توسعه اقتصادی و امید به زندگی در ایران در افق‌های زمانی مختلف: رویکرد تبدیل موجک و تقریب فوریه. راهبردهای مدیریت در نظام سلامت ۱۴۰۴؛ ۱۰(۱): ۴۹-۲۹.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۶
تاریخ اصلاح نهایی: ۱۴۰۴/۰۳/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۸

زمینه و هدف: افزایش سرعت رشد و توسعه اقتصادی کشورها در سال‌های گذشته، تخریب محیط‌زیست را به‌طور چشم‌گیری افزایش داده و این موضوع به یک مشکل بزرگ برای سلامت عمومی تبدیل شده است. در سه‌گانه توسعه-محیط‌زیست-سلامت، سه متغیر توسعه اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست و برون‌دادهای سلامت جامعه می‌توانند به‌طور مثبت و منفی با یکدیگر در ارتباط باشند. از طرفی، این ارتباط و نحوه اثرگذاری می‌تواند در افق‌های زمانی مختلف کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، متفاوت باشد. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی تجربی رابطه علی بین پایداری زیست‌محیطی، توسعه اقتصادی و امید به زندگی در ایران در افق‌های زمانی مختلف بود.

روش پژوهش: مطالعه توصیفی- تحلیلی حاضر با استفاده از داده‌های سری‌زمانی کشور ایران به بررسی رابطه علی بین معکوس ضریب ظرفیت بار (شاخص تخریب محیط‌زیست)، درآمد سرانه (شاخص رشد و توسعه اقتصادی) و امید به زندگی (شاخص برون‌داد سلامت) در افق‌های زمانی مختلف طی دوره‌ی زمانی ۲۰۲۲-۱۹۶۱ پرداخته است. داده‌های مورد استفاده از پایگاه داده‌ای شاخص‌های توسعه جهانی متعلق به بانک جهانی گردآوری شدند. هم‌چنین، تجزیه داده‌های سری‌زمانی اصلی به دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با استفاده از تبدیل موجک، برآورد رابطه علی بین متغیرها با استفاده از آزمون فوریه تودا-یاماموتو و تحلیل داده‌ها به کمک نرم‌افزارهای MATLAB v24.1.0.2628055 و R v4.5.0 انجام شد.

یافته‌ها: در کوتاه‌مدت و میان‌مدت یک رابطه علی مثبت از توسعه اقتصادی به امید به زندگی و در بلندمدت یک رابطه علی دوطرفه بین این دو متغیر وجود دارد. وجود رابطه علی منفی از سمت تخریب محیط‌زیست به امید به زندگی نیز تنها در بلندمدت تأیید می‌شود؛ که نشان می‌دهد تخریب محیط‌زیست در بلندمدت، از طریق تشدید بیماری و افزایش مخارج سلامت به کاهش امید به زندگی منجر می‌شود. همچنین، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت یک رابطه علی مثبت دو طرفه بین توسعه اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد که این رابطه علی دوطرفه در بلندمدت منفی است.

نتیجه‌گیری: از آنجا که در بسیاری موارد رابطه علیت بین متغیرهای مورد بررسی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت یکسان نیست، لازم است که سیاست‌های اعمالی در زمینه توسعه اقتصادی، پایداری محیط‌زیست و ارتقاء سلامت در هر افق زمانی جداگانه، طراحی و اعمال شود.

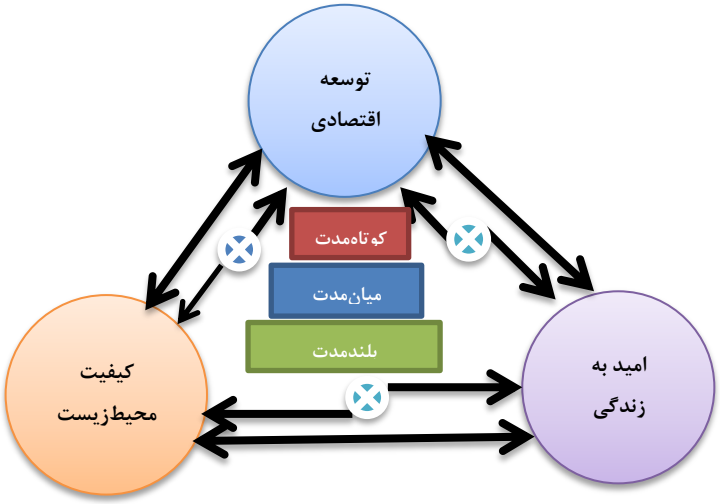
واژه‌های کلیدی: امید به زندگی، پایداری زیست‌محیطی، توسعه اقتصادی، تبدیل موجک، علیت گرنجری فوریه

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

مقدمه

طی دهه‌های گذشته، افزایش سرعت رشد و توسعه اقتصادی کشورها، آلودگی و تخریب محیط‌زیست را به‌طور چشم‌گیری افزایش داده است؛ به‌طوری‌که این موضوع به یک مشکل بزرگ برای سلامت عمومی تبدیل شده و مورد توجه کشورها و جامعه جهانی قرار گرفته است. براساس مطالعات نویسندگان، در مثلث (سه‌گانه) توسعه-محیط‌زیست-سلامت که در شکل ۱ نشان داده شده است، توسعه اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست و امید به زندگی جامعه می‌توانند به‌طور مثبت و منفی با یکدیگر در ارتباط باشند (۱). از طرفی این ارتباط و نحوه اثرگذاری می‌تواند در افق‌های زمانی مختلف (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) به‌دلیل نوع و مدت زمان اثرگذاری سیاست‌گذاری‌ها و حجم فعالیت‌های اقتصادی متفاوت باشد (۲). در ادامه این ارتباط و نوع آن مورد بررسی قرار می‌گیرد.



شکل ۱: مثلث توسعه-محیط‌زیست-امید به زندگی

محققان ارتباط از سمت رشد اقتصادی به شاخص‌های تخریب محیط‌زیست را با استفاده از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (Environmental Kuznets Curve of Employment: EKC) که توسط گروسمن و کروگر (۱۹۹۱) مطرح شده است، بررسی می‌کنند (۳). EKC 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 (۴). به‌عبارت دیگر، EKC معتقد است که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست به‌شکل U معکوس می‌باشد. 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) (۵). طبق فرضیه EKC، رشد اقتصادی در ابتدا به‌دلیل اثر مقیاس، آلودگی را افزایش و سپس با اثرات ترکیب و تکنیک، آلودگی را کاهش می‌دهد. با گذار از بخش کشاورزی به بخش صنعت، تولید به‌دلیل افزایش صرفه‌جویی در مقیاس، افزایش می‌یابد که با مصرف بیشتر منابع طبیعی همراه است. این افزایش در تولید، افزایش مصرف منابع طبیعی و افزایش مصرف به‌دلیل صرفه‌جویی در مقیاس، منجر به آلودگی بیشتر محیط‌زیست می‌شود. در مراحل بعدی فرآیند رشد اقتصادی، ساختار اقتصاد با گذار از بخش صنعتی به بخش خدمات تغییر می‌کند. بنابراین، اقتصاد دست‌خوش یک تغییر ساختاری از بخش صنعتی که در آن انرژی با شدت بیشتری استفاده می‌شود، به بخش خدمات که در آن استفاده از فناوری و سرمایه انسانی با شدت بیشتری همراه است، خواهد شد. این اثر ساختاری ممکن است به این معنی باشد که رشد اقتصادی بر اساس بخش خدمات، فشار زیست‌محیطی را کاهش می‌دهد (۶،۷). با این حال، فرضیه EKC اغلب به‌دلیل تمرکز آن بر انتشار CO_2 به‌عنوان آلودگی محیطی و شاخص ردپای اکولوژیکی (Ecological Footprint: EF) که تقاضای انسان در اکوسیستم را با برآورد فضای زمینی و دریایی بیولوژیکی مورد نیاز برای تأمین منابع تجدیدپذیر مصرف‌شده یک جمعیت

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

و جذب زباله‌های تولیدشده آن، اندازه‌گیری می‌کند، به‌عنوان عامل تعیین‌کننده تخریب محیط‌زیست، مورد انتقاد قرار گرفته است. چراکه انتشار CO_2 به نادیده گرفتن سایر آلاینده‌های زمین، جنگل، معدن و آب منجر می‌شود و شاخص EF نیز منعکس‌کننده تخریب محیط‌زیست توسط انسان است و واکنش طبیعت به این تخریب را در نظر نمی‌گیرد (۸،۹). بر این اساس، مطالعات جدیدتر برای آزمون فرضیه EKC از شاخص‌هایی مانند ضریب ظرفیت بار» (Load Capacity Factor: LCF) و معکوس آن (ILCF) به‌عنوان شاخص کیفیت‌محیطی استفاده کرده‌اند (۱۰). LCF با تقسیم ظرفیت زیستی اکوسیستم (سمت عرضه) بر EF (سمت تقاضا) محاسبه می‌شود و با در نظر گرفتن هم‌زمان ظرفیت زیستی و EF، معیار پایداری زیست‌محیطی دقیق‌تری را ارائه می‌دهد. این شاخص، توانایی و ظرفیت اکوسیستم طبیعی موجود را برای مقاومت و حفظ فشارهای واردشده بر آن از طریق فعالیت‌های انسانی بر روی هوا، آب و خاک برجسته می‌کند (۹).

در جهت عکس رابطه علی فوق، بیشتر مسیر اثرگذاری کیفیت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی از طریق عرضه و بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. تخریب محیط‌زیست بر روی سلامت افراد جامعه اثر می‌گذارد و مردم را از انجام کارهایشان در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناتوان کرده و منجر به کاهش بهره‌وری نیروی‌کار می‌شود. در این راستا مسیرهای دیگری در ادبیات اقتصادی وجود دارد که در بین آن‌ها می‌توان به کاهش سرمایه فیزیکی، تخریب و از بین رفتن رفاه و کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری‌های مستقیم و مهارت‌های نیروی کار اشاره کرد (۱۱). البته و در مقابل ممکن است یک رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست بالاخص در کوتاه‌مدت و میان‌مدت وجود داشته باشد؛ به این معنا که تخریب محیط‌زیست؛ رشد اقتصادی را افزایش دهد. این مورد به علت بالا بودن نرخ برداشت و تخلیه منابع و تجاوز کردن نرخ برداشت از نرخ تجدید منابع و نظریه «پناهگاه (لنرگاه) آلودگی» (Pollution Haven) است. طبق این نظریه، استانداردهای زیست‌محیطی پایین یک منبع سودمند رقابتی است و سبب ایجاد الگوهای تجارتی و حرکت در آن‌ها می‌شود. نظریه لنگرگاه آلودگی بیان می‌کند که کشورهای با قوانین زیست‌محیطی بالا، صنایع آلودکننده را از دست خواهند داد و کشورهای فقیر آن‌ها را در بر می‌گیرند و در نتیجه افزایش آلودگی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (۱۲).

در مورد نحوه اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی اجماع کلی بین اقتصاددانان وجود ندارد. از یک طرف استدلال می‌شود که افزایش امید به زندگی می‌تواند از طریق بهبود وضعیت سلامت کارگران، توان تولیدی منابع موجود در کشور را افزایش دهد و با افزایش سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت روی سرمایه انسانی موجب رشد تولید سرانه شود. از طرف دیگر، امید به زندگی بیشتر ممکن است منجر به افزایش جمعیت شود که خود در حضور اثرات مالتوسی و تراکم جمعیت، موجب پایین آمدن درآمد سرانه می‌شود (۱۳). در جهت عکس این رابطه علی، هر چه سطح درآمد افراد جامعه بالاتر باشد، میزان دسترسی به امکانات بهداشتی و پزشکی بیشتر است و بنابراین سطح سلامت در جامعه بالاتر است (۱۴).

کیفیت محیط‌زیست را می‌توان یکی از مؤلفه‌های تعیین‌کننده مهم شاخص‌های امید به زندگی دانست. قرار گرفتن طولانی‌مدت در معرض سطوح بالای آلودگی هوا، به‌ویژه ذرات ریز و گازهای سمی مانند دی‌اکسید نیتروژن و انتشار کربن، با مشکلات مختلف سلامتی، از جمله بیماری‌های تنفسی، مشکلات قلبی عروقی و حتی سرطان‌ها مرتبط است که به‌طور مستقیم به کاهش امید به زندگی منجر می‌شود. علاوه بر این، افزایش تقاضا برای خدمات بهداشتی به‌دلیل مراقبت‌های بهداشتی نامناسب ناشی از تخریب محیط‌زیست، منجر به افزایش مخارج سلامت می‌شود و امید به زندگی را در جوامع آسیب‌دیده به‌طور غیرمستقیم کاهش می‌دهد (۱۵،۱۶). در مقابل و در جهت علی معکوس، با افزایش استانداردهای زندگی و امید به زندگی، جوامع، انرژی بسیار بیشتری مصرف می‌کنند که از سوخت‌های فسیلی مضر برای محیط‌زیست به‌دست می‌آید و منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود (۱۷).

رجوب و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۸ به به بررسی روابط علی بین انتشار کربن (CO_2)، رشد اقتصادی (GDP: Gross Domestic Product) و امید به زندگی (LE: Life Expectancy) در ترکیه پرداختند. نتایج آزمون علیت فوریه تودا-یاماموتو نشان می‌دهد که انتشار CO_2 بر LE تأثیر می‌گذارد و یک رابطه دوسویه بین LE و GDP وجود دارد. همچنین، نتایج آزمون علیت طیفی دامنه فرکانس

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

نشان می‌دهد که CO_2 دارای روابط علی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با LE و GDP دارای روابط علی میان‌مدت و بلندمدت با LE است؛ در حالی که LE دارای روابط علی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با GDP می‌باشد (۱۸). بشیر و همکاران (۲۰۲۲) با به کارگیری دو رویکرد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL: Auto-Regressive Distributed Lags) و علیت گرنجر مبتنی‌بر روش تصحیح خطای برداری (VECM: Vector Error Correction Model) نشان دادند که آلودگی هوا در بلندمدت (کوتاه‌مدت) تأثیر منفی (منفی) و معنی‌دار و رشد اقتصادی تأثیر مثبت (منفی) و معنی‌دار بر امید به زندگی در اندونزی طی سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۱۹ داشته است. همچنین، وجود رابطه دوطرفه بین آلودگی هوا و امید به زندگی و بین رشد اقتصادی و آلودگی هوا تأیید می‌شود (۱۹). نیکا و همکاران (۲۰۲۳) با به‌کارگیری دو رویکرد ARDL با وابستگی مقطعی (Cross Sectional) و رگرسیون کوانتایل نشان داده‌اند که مخارج سلامت و انتشار CO_2 به‌ترتیب اثر مثبت و منفی بر امید به زندگی در کشورهای اروپای شرقی طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۲۱ داشته است (۱۷). نتایج مطالعه آماده و حمیدیان (۱۳۹۸) طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸ و با استفاده از یک الگوی مبتنی‌بر معادلات همزمان نشان داده است که شاخص سلامت اثر مثبت و معنی‌دار بر درآمد سرانه دارد و با یک درصد افزایش در امید به زندگی، درآمد سرانه ۲/۳۷۴ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، فرضیه EKC برای ایران طی سال‌های مذکور تأیید شده است (۲۰). فتاحی و همکاران (۱۳۹۹) در بررسی ارتباط رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست و سلامت عمومی در کشورهای عضو سازمان اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۰ و با استفاده از الگوی پانل به این نتیجه رسیدند که افزایش انتشار CO_2 موجب افزایش رشد اقتصادی و افزایش رشد اقتصادی نیز اثر مثبت بر کیفیت محیط‌زیست دارد. همچنین، نتایج بیان‌گر اثرگذاری منفی تولید ناخالص داخلی و اثرگذاری مثبت کیفیت محیط‌زیست بر نرخ مرگ‌ومیر بزرگسالان می‌باشد (۲۱). انصاری‌نصب و بیدمال (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر انتشار انواع آلاینده‌ها مخصوصاً CO_2، درآمد سرانه، نرخ مرگ‌ومیر و نرخ تولد به تفکیک زنان و مردان بر امید به زندگی ایرانیان با استفاده از یک مدل رگرسیونی طی دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که اثر انتشار گاز کربن دی‌اکسید سرانه بر امید به زندگی کل، منفی بوده و اثر منفی انتشار این آلاینده بر امید به زندگی در مردان بیش از زنان بوده است (۲۲).

دست‌یابی به سطوح بالاتر رشد و توسعه اقتصادی یکی از اهداف اصلی کشورها بالاخص کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران است. وفور منابع طبیعی بالاخص منابع انرژی در کشور سبب شده است تا دست‌یابی به این هدف با افزایش آلودگی هوا و تخریب محیط‌زیست همراه باشد. بر اساس آمار اعلام‌شده از سوی شاخص‌های توسعه جهانی (WDI: World Development Indicators) در سال ۲۰۲۴، سرانه انتشار CO_2 در ایران از مقدار ۳/۶ متریک تن در سال ۱۹۹۰ به مقدار ۷/۱ متریک تن (چیزی حدود ۲ برابر) در سال ۲۰۲۰ رسیده است (۲۳). همچنین، بر اساس آمار منتشرشده توسط شبکه ردپای جهانی (GF: Global Footprint Network) در سال ۲۰۲۴، میزان EF ایران در سال ۲۰۲۲ (۳/۲۵ سرانه هکتار جهانی)، ۳۳۳ درصد از ظرفیت زیستی آن (۰/۷۵ سرانه هکتار جهانی) فراتر رفته است. EF ایران که در سال ۱۹۶۱، ۰/۵۵ - سرانه هکتار جهانی بوده، با ۵۵۴ درصد افزایش به ۲/۵۰ سرانه هکتار جهانی در سال ۲۰۲۲ رسیده است (۲۴)؛ که نشان می‌دهد عرضه موجود منابع طبیعی در ایران برای حفظ الگوهای تولید و مصرف فعلی کافی نیست. تخریب محیط‌زیست و آلودگی هوا نیز قطعاً پیامدهایی بر سلامت عمومی و امید به زندگی مردم خواهد داشت که با توجه به اثرگذاری احتمالی امید به زندگی بر سطح رشد و توسعه اقتصادی، موضوع را تا حدودی پیچیده می‌کند و شناسایی این رابطه علی زنجیره‌وار را در افق‌های زمانی مختلف برای تعیین سیاست‌های مناسب، با اهمیت جلوه می‌دهد.

اگرچه تاکنون مطالعات تجربی خارجی معدودی در زمینه سه‌گانه توسعه-محیط‌زیست-امید به زندگی انجام شده، اما این مطالعه اولین تلاش تجربی برای تجزیه‌وتحلیل رابطه توسعه اقتصادی، پایداری زیست‌محیطی و امید به زندگی در ایران در افق‌های زمانی مختلف است. از یک طرف در روش‌های سنتی علیت نمی‌توان رابطه بین متغیرها را در افق‌های زمانی گوناگون (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) تحلیل کرد؛ در حالی‌که این رابطه لزوماً ثابت و یکسان نیست و ممکن است در افق‌های زمانی مختلف، متفاوت باشد. از طرف دیگر، نادیده‌گرفتن

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

شکست‌های ساختاری ممکن است منجر به ناتوانی در تعیین کامل روابط علیت شود. در راستای رفع این محدودیت‌ها، پژوهش حاضر از رهیافت نوین آزمون علیت گرنجری مشتمل بر تقریب فوریه (fourier approximation) و تبدیل موجک (wavelet transform) استفاده کرد. این رهیافت تضمین می‌کند که تمام اطلاعات ممکن در مورد سری‌ها با درنظرگرفتن هر دو حوزه زمان و فرکانس مورد استفاده قرار می‌گیرد و موضوع شکست‌های ساختاری و سایر ویژگی‌های سری‌ها در نظر گرفته شده‌اند. بنابراین، این پژوهش با از میان برداشتن خلاء تحقیقاتی موجود، بینش جدیدی در زمینه رابطه توسعه اقتصادی، پایداری زیست‌محیطی و امید به زندگی در ایران ارائه می‌دهد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی است که در قسمت توصیفی از روش اسنادی و کتابخانه‌ای استفاده شده و بخش تحلیلی متکی بر الگوهای اقتصادسنجی بوده است. هدف این پژوهش بررسی رابطه علی بین تخریب محیط‌زیست، توسعه اقتصادی و امید به زندگی در ایران در افق‌های زمانی مختلف با استفاده از داده‌های سری زمانی است که سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ را پوشش می‌دهد. به این منظور فرم تبعی این پژوهش بر اساس مطالعه رجوب و همکاران (۲۰۲۱) طراحی شده است (۱۸). این محققان در پژوهش خود از فرم تبعی رابطه زیر استفاده کرده‌اند:

$$\ln LE_t = f(\ln CO_{2t}, \ln GDP_t) \quad (۱)$$

در رابطه فوق، ln به لگاریتم طبیعی، LE به امید به زندگی، CO_2 به انتشار کربن دی‌اکسید، GDP به سرانه تولید ناخالص داخلی و t به بازه زمانی پژوهش اشاره دارد. مدل فوق با تغییر در شاخص تخریب محیط‌زیست و استفاده از معکوس ضریب ظرفیت بار (ILCF) به‌جای انتشار CO_2 مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\ln LE_t = f(\ln ILCF_t, \ln GDP_t) \quad (۲)$$

دلیل اصلی لگاریتم گرفتن از متغیرها آنست که میزان پراکندگی بین داده‌های آن‌ها تعدیل شود. امید به زندگی یک شاخص آماری است که نشان می‌دهد متوسط طول عمر در یک جامعه چقدر است. این شاخص یکی از مهم‌ترین شاخص‌های سلامت و برآیند عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی، زیست‌محیطی و سایر عوامل مؤثر است. هرچه شاخص‌های بهداشتی و درمانی بهبود یابند، امید به‌زندگی افزایش خواهد یافت و از این‌رو، این شاخص یکی از شاخص‌های سنجش پیشرفت و عقب‌ماندگی کشورهاست (۲۵). شاخص‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری توسعه اقتصادی وجود دارد که می‌توان به درآمد سرانه، برابری قدرت خرید، شاخص توسعه انسانی، درآمد پایدار و سایر شاخص‌هایی که به‌صورت جداگانه مسائل مربوط به فقر، آزادی، تحصیلات و غیره را بررسی می‌کنند، اشاره کرد. در این مطالعه از درآمد سرانه که به‌صورت نسبت تولید ناخالص داخلی (GDP) به کل جمعیت (GDP سرانه) تعریف می‌شود، به‌عنوان شاخص رایج رشد و توسعه اقتصادی استفاده شده است.

ضریب ظرفیت بار (LCF) که توسط سیچه و همکاران (۲۰۱۰) به‌عنوان شاخص جدیدی برای پایداری محیط‌زیست توسعه داده و پیشنهاد شده است (۲۶)، به‌دلیل مدل‌سازی ابعاد تقاضا و عرضه محیط، شاخص برتر عملکرد زیست‌محیطی می‌باشد (۲۷). LCF از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید (۸):

(۳)

$$\text{LCF} = \left(\text{ضریب ظرفیت بار (سرانه)}\right) \frac{\text{Bio (سرانه) ظرفیت بیولوژیکی}}{\text{EF (سرانه) ردپای اکولوژیکی}} \quad \begin{cases} \text{LCF} > 1 & \text{if} \quad \text{Bio} > \text{EF} \\ \text{LCF} = 1 & \text{if} \quad \text{Bio} < \text{EF} \\ \text{LCF} < 1 & \text{if} \quad \text{Bio} = \text{EF} \end{cases}$$

اگر LCF بزرگ‌تر از عدد ۱ باشد، مازاد اکولوژیکی وجود دارد و شرایط محیطی و منابع طبیعی موجود برای رفع نیازهای انسان کافی است؛ اما اگر LCF کوچک‌تر از عدد ۱ باشد، نشان‌گر کسری اکولوژیکی است و عادات مصرفی جامعه به محیط‌زیست آسیب می‌رساند. بدیهی است که اگر ظرفیت زیست‌محیطی با ردپای اکولوژیکی برابر باشد، عرضه و تقاضای اکوسیستم، مساوی و تعادل اکولوژیکی وجود دارد. این حالت نشان‌دهنده حد پایداری است و در آن مقدار LCF مساوی عدد ۱ است (۱۱،۱۲،۲۷). در اکثر کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، ردپای اکولوژیکی ۱۵۰ درصد بیشتر از ظرفیت زیستی است. بر این اساس، اگرچه شاخص ضریب ظرفیت بار در کشورهای دارای مازاد زیست‌محیطی کارا و مؤثر است، اما در کشورهای مواجه با کمبودهای اکولوژیکی، ناکارا است. بر

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

این اساس ضریب ظرفیت بار معکوس (ILCF) مطرح می‌شود که از فرمول $EF \times BC^{-1}$ به‌دست می‌آید. در حالی که LCF، پایداری و میزان تحمل زیست‌محیطی را نشان می‌دهد، ILCF، ناپایداری و ظرفیت بار اضافی (بیش از حد) زیست‌محیطی را نشان می‌دهد. در کشورهایی که دارای ذخایر اکولوژیکی بزرگ هستند، مقدار ILCF کمتر از عدد ۱ است، در حالی که در کشورهای با کسری اکولوژیکی، مقدار ILCF بیشتر از عدد ۱ است. با توجه به اینکه اکثر کشورها دارای کمبودهای اکولوژیکی هستند، نتایج کارآمدتری را می‌توان با شاخص ILCF نسبت به ضریب ظرفیت بار به‌دست آورد (۱۰). در جدول ۱ تعریف دقیق متغیرهای پژوهش به همراه منبع جمع‌آوری داده‌های آماری آن‌ها گزارش شده است.

جدول ۱: متغیرها، نماد، نحوه اندازه‌گیری و منابع داده‌ها

متغیر	نماد	نحوه اندازه‌گیری	منبع
امید به زندگی	LE	متوسط طول عمر جامعه (بر حسب سال)	وب‌سایت WDI متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۴)
ضریب ظرفیت بار	LCF	نسبت ظرفیت زیستی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) به ردپای اکولوژیکی (بر حسب سرانه هکتار جهانی) (بدون واحد)	محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های وب‌سایت GFN (۲۰۲۴)
توسعه اقتصادی	GDP	تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (بر حسب دلار و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)	وب‌سایت WDI متعلق به بانک جهانی (۲۰۲۴)

نشانی وب‌سایت WDI: https://data.worldbank.org/indicator
نشانی وب‌سایت GFN: https://www.footprintnetwork.org

آزمون‌های علیت سنتی مانند گرنجر (Granger)، سیمز (Sims)، هسیائو (Hsiao) و تودا و یاماموتو (Toda & Yamamoto) از شکست‌های ساختاری غفلت می‌کنند و این آزمون‌ها فقط حوزه‌های (دامنه‌های) زمانی سری‌ها را درنظر می‌گیرند. نادیده‌گرفتن تغییرات ساختاری ممکن است منجر به ناتوانی در تعیین کامل روابط علیت شود. در این حالت، تقریب‌های فوریه، که شامل جابجایی‌های هموار با زمان، تعداد و شکل ناشناخته در تجزیه‌وتحلیل است، می‌تواند تعیین دقیق‌تری از روابط علی ارائه دهد (۲۸). علاوه بر این، رویکرد موجک تضمین می‌کند که تمام اطلاعات ممکن در مورد سری‌ها با درنظرگرفتن هر دو حوزه زمان و فرکانس مورد استفاده قرار می‌گیرد (۲۹). به همه این دلایل، استفاده از آزمون علیت که شامل تقریب فوریه و تبدیل موجک است، تضمین می‌کند که شکست‌های ساختاری و سایر ویژگی‌های سری در نظر گرفته شده‌اند. بنابراین، در این مطالعه از آزمون علیت مبتنی‌بر تبدیل فوریه و موجک برای شناسایی روابط علی بین متغیرها به‌عنوان روشی مطمئن استفاده شده است.

تبدیل موجک

نوع اثرگذاری تصمیم‌گیری‌های سیاستی در افق‌های زمانی مختلف، یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری‌های سیاست‌گذاران است. بنابراین، تکنیک‌های سری زمانی مانند مدل‌های تصحیح خطا و آزمون‌های هم‌انباشتگی اغلب در تحقیقات کاربردی در زمینه‌های مختلف اقتصادی برای ارائه پیشنهاد سیاستی در مقیاس‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شوند (۳۰). با این حال، مقیاس زمانی مشخصی نیز بین کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد (میان‌مدت)؛ بنابراین این مطالعه مقیاس‌های زمانی مختلف را با استفاده از آزمون تبدیل موجک در نظر می‌گیرد.

استفاده از تبدیل موجک در اقتصادسنجی به دهه ۱۹۹۰ بر می‌گردد (۳۱) و به‌دلیل مزیت‌های متعددی توجه محققان را به خود جلب کرده است. تبدیل موجک حاوی اطلاعاتی در هر دو حوزه فرکانس و زمان است. علاوه بر این، موجک‌ها می‌توانند پویایی‌های فرکانس‌های مختلف را در حوزه زمان برای متغیر مربوطه نشان دهند (۳۳،۳۲). تبدیل موجک را می‌توان در دو دسته تبدیل موجک پیوسته (CWT: Continuous Wavelet Transform) و تبدیل موجک گسسته (DWT: Discrete Wavelet Transform) طبقه‌بندی کرد. از آنجایی که DWT به‌دلیل منابع محاسباتی

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

ساده‌تر آن ترجیح داده می‌شود (۳۴) این مطالعه نیز از DWT استفاده می‌کند. به این ترتیب می‌توان سری‌ها را به اجزایی با فرکانس‌های مختلف تفکیک کرد. مقیاس طولانی، فرکانس پایین است، در حالی‌که مقیاس کوتاه، فرکانس بالا را نشان می‌دهد. یک موجک از موجک مادر ψ (تابع موجک) و موجک پدر ϕ (تابع مقیاس‌بندی) تشکیل شده که در معادله (۴) نشان داده شده است:

$$\phi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\phi\left[\frac{t-2^j k}{2^j}\right]; \qquad \psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}}\psi\left[\frac{t-2^j k}{2^j}\right] \tag{۴}$$

در رابطه فوق j و k سطح تجزیه و تعداد ضرایب در J را نشان می‌دهند که تابع را برای $j = 1,2,3,\dots,J$ و $k = 1,2,3,\dots,K$ منبسط و تبدیل می‌کنند (۸). J که بزرگ‌ترین سطح تجزیه را نشان می‌دهد، می‌تواند به‌صورت $J = \log_2(N)$ اندازه‌گیری شود. تقریب متعامد DWT در معادله زیر نشان داده شده است (۳۵):

$$y(t) = \sum_k s_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k}\psi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j-1,k}\psi_{j-1,k}(t) + \cdots + \sum_k d_{1,k}\psi_{1,k}(t) \tag{۵}$$

که در رابطه فوق، $d_{j,k}$ و $s_{j,k}$ جزئیات و ضرایب هموارسازی را نشان می‌دهند که به‌ترتیب اطلاعات مربوط به مؤلفه‌های کوتاه‌مدت و روند را نشان می‌دهند.

این مطالعه از حداقل نامتقارن دابیشز (۱۹۹۲) به‌عنوان فیلتر موجک استفاده می‌کند (۳۶) و حداکثر ۸ طول موجک را به پیروی از جنسی و همکاران (۲۰۱۰) اعمال می‌کند (۳۷). علاوه بر این، در این مطالعه از تبدیل موجک گسسته هم‌پوشانی حداکثری (Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform: MODWT) برای اجتناب از محدودیت‌های DWT، مانند ضرب نمونه در 2^j، استفاده می‌شود. ضرایب مقیاس‌بندی ($v_{j,t}$) و موجک ($w_{j,t}$) MODWT در معادله (۶) نشان داده شده است:

$$v_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} \frac{\phi_{j,l}}{2^{j/2}} Y_{t-l} \mod N; \quad w_{j,t} = \sum_{l=0}^{L-1} \frac{\psi_{j,l}}{2^{j/2}} Y_{t-l} \mod N \tag{۶}$$

آزمون ریشه واحد (مانایی) ADF فوریه

روش‌های مختلفی که در محدوده سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند، به‌عنوان پیش‌نیاز، نیازمند انجام آزمون مانایی می‌باشند. علاوه بر این، آگاهی از ماکزیمم درجه مانایی متغیرها به‌منظور انجام آزمون علیت گرنجری در این مطالعه، ضروری است. به این منظور، مطالعه حاضر از آزمون سنتی دیکی-فولر (Augmented Dickey-Fuller: ADF) و شکل توسعه‌یافته آن یعنی آزمون ریشه واحد ADF فوریه (F-ADF) با «فرکانس کسری» (Fractional Frequency) استفاده می‌کند. تحلیل فوریه بر خلاف آزمون‌های ریشه واحد با شکست ساختاری که اغلب شکست‌های ساختاری را با استفاده از متغیرهای مجازی در بر می‌گیرند، هم برای نقاط شکست «ناگهانی و سریع (تیز)» (harp) و هم برای «جابه‌جایی‌های هموار» (Smooth Shifts) مناسب است (۱۰). معادله مورد استفاده برای آزمون ریشه واحد F-ADF که توسط اندرز و لی (۲۰۱۲) و اوموای (۲۰۱۵) پیشنهاد شده، به‌صورت زیر قابل بیان است (۳۸،۳۹):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k t}{T}\right) + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} a_i \Delta Y_{t-j} + u_t \tag{۷}$$

در رابطه فوق، عبارت

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k t}{T}\right)$$

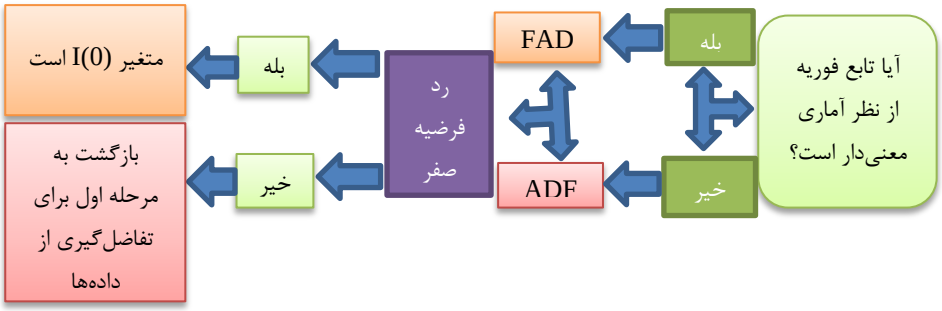
جزء فوریه با فرض وجود فرکانس واحد می‌باشد که توسط گالانت (۱۹۸۱) ارائه شده است (۴۰). در واقع در روش F-ADF، فرض عدم تغییر عرض‌ازمبدأ در طول زمان از بین می‌رود. شکل کلی عبارت فوریه به‌صورت رابطه زیر است:

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

$$\alpha(t) \cong \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (۸)$$

در معادلات فوق، n تعداد فرکانس‌ها، k تعداد فرکانس‌های خاص انتخاب‌شده، t روند زمانی، T تعداد مشاهدات، α_{1k} و α_{2k} به‌ترتیب ارتفاع موج فرکانس (دامنه) و سرعت فرآیند ناپدید شدن موج (جابه‌جایی) فرکانس را محاسبه می‌کنند و π تقریباً برابر با عدد ۳/۱۴۵ می‌باشد. k فرکانس کسری پیشنهادشده توسط کریستوپولوس و لئون لدسما (۲۰۱۱) را نشان می‌دهد (۴۱). با برآورد مقدار بهینه k در محدوده ۰/۱ تا ۵، مقداری که مجموع مجذور باقیمانده‌ها (Sum of Squares Regression: SSR) را به حداقل می‌رساند، انتخاب و سپس طول وقفه بهینه (p) تعیین می‌شود. معنی‌داری اصطلاحات مثلثاتی sin و cos در معادله رابطه (۱) با استفاده از آزمون F بکر و همکاران (۲۰۰۶) آزمایش می‌شود (۴۲). اگر فرضیه صفر $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ را نتوان رد کرد، از آزمون ADF سنتی استفاده می‌شود. در غیر این‌صورت، آزمون F-ADF برای بررسی اعتبار فرضیه صفر به‌صورت $\beta = 0$ اعمال می‌شود که در صورت رد آن، متغیر مورد بررسی دارای درجه انباشتگی صفر یا همان I(0) است. شکل ۲ فرآیند انتخاب آزمون ریشه واحد مناسب بین دو آزمون ADF و F-ADF و تعیین درجه انباشتگی را توضیح می‌دهد (۳۰).



شکل ۲: فرآیند انتخاب آزمون ریشه واحد مناسب

گرانجر (۱۹۶۹) آزمون علیت را برای تعیین قدرت پیش‌بینی یک متغیر توسط متغیر دیگر پیشنهاد کرد (۴۳). با گذشت‌زمان، برخی از محققان آزمون علیت گرنجر(ی) را اصلاح کردند و به نوعی آن را تعمیم دادند. تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) (TY) با استفاده از داده‌های متغیرها در سطح و افزودن حداکثر (ماکزیمم) درجه انباشتگی (مانایی) متغیرها به وقفه بهینه یک مدل خودرگرسیون‌برداری (Vector AutoRegression: VAR)، آزمون علیت گرنجری را برای جلوگیری از اتلاف اطلاعات بلندمدت بسط دادند (۴۴). فرم آزمون علیت TY در قالب یک مدل $VAR(p + d_{max})$ به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = \alpha(t) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d_{max}} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \quad (۹)$$

در رابطه فوق، $\alpha(t)$ نشان‌دهنده عرض‌ازمبدأهای وابسته به زمان (که در آزمون TY ثابت می‌باشند)، β_1 نشان‌دهنده ماتریس ضرایب، y_t بردار متغیرهای درون‌زا، p طول وقفه بهینه، d_{max} نشان‌دهنده حداکثر درجه انباشتگی متغیرها و ϵ_t عبارت‌های خطا را نشان می‌دهد (۱۱). مسأله غیرخطی‌بودن و شکست‌های ساختاری توسط آزمون‌های علیت سنتی مانند آزمون TY، در نظر گرفته نمی‌شوند. بر این اساس، مدل VAR با گنجاندن تقریب‌های فوریه بهبود داده شد تا از تحلیل آزمون علیت با نادیده‌گرفتن شکست‌های ساختاری جلوگیری شود (۴۵). این موضوع امکان گنجاندن شکست(های) ساختاری هموار در تحلیل علیت را فراهم کرد. با این وجود، این روش در بلندمدت نمی‌تواند مانع از بروز مشکل از دست‌دادن اطلاعات شود. در نتیجه، آزمون TY توسط نازلی‌اوغلو و همکاران (۲۰۱۶) با در نظرگرفتن تقریب فوریه برای محافظت در برابر از

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

دست‌دادن اطلاعات بلندمدت و در نظر گرفتن تغییرات ساختاری هموار، به روزرسانی و ارائه شد (۴۶). در این رویکرد، که فوریه تودا-یاماموتو (F-TY) نامیده می‌شود، از تکنیک گالانت (۱۹۸۱) همان‌طور که در معادله (۸) نشان داده شده است، استفاده می‌شود (۴۰). بر این اساس معادله (۸) در معادله (۹) جای‌گزین و آزمون علیت TY با درنظرگرفتن شکست‌های ساختاری انجام می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 y_{t-1} + \cdots + \beta_{p+d_{max}} y_{t-(p+d_{max})} + \epsilon_t \quad (۱۰)$$

برای تعیین مقدار بهینه k (فرکانس بهینه) در محدوده ۰/۱ تا ۵، مقداری که SSR (مجموع مجذور باقیمانده‌ها) را به حداقل می‌رساند، انتخاب و سپس طول وقفه بهینه p با استفاده از معیارهای رایج تعیین طول وقفه بهینه تعیین می‌شود. در معادله (۱۰)، اهمیت اصطلاحات مثلثاتی sin و cos را می‌توان با استفاده از آماره F ارائه‌شده توسط بکر و همکاران (۲۰۰۶) آزمون کرد (۴۲). اگر پارامترهای مثلثاتی برابر با صفر نباشند، یعنی فرضیه صفر $\alpha_{1k} = \alpha_{2k} = 0$، رد شود، تصمیم گرفته می‌شود که تقریب فوریه در تحلیل لحاظ شود. در غیر این‌صورت می‌توان آزمون علیت استاندارد TY را اعمال کرد. با فرض اینکه پارامترهای فوریه برابر با صفر نیستند، فرضیه صفر عدم رابطه علیت را می‌توان با استفاده از آزمون F-TY و آماره والد به‌صورت $H_0: \beta_1 = \cdots = \beta_{p+d_{max}} = 0$ آزمون کرد (۴۵). اگر آمار والد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر رد و وجود علیت تأیید می‌شود معادلات آزمون علیت F-TY متغیرهای این پژوهش به‌صورت زیر ساخته می‌شوند:

$$\ln LE_t = \alpha_{1,0} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{1,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{1,2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{1,1j} \ln LE_{t-j} + + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{1,2j} \ln ILCF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{1,3j} \ln GDP_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (۱۱)$$

$$\ln ILCF_t = \alpha_{2,0} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{2,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{2,2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{2,1j} \ln LE_{t-j} + + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{2,2j} \ln ILCF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{2,3j} \ln GDP_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (۱۲)$$

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

$$\ln GDP_t = \alpha_{3,0} + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{3,1k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^{n} \alpha_{3,2k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{3,1j} \ln LE_{t-j} + + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{3,2j} \ln ILCF_{t-j} + \sum_{j=1}^{p+d_{max}} \beta_{3,3j} \ln GDP_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (۱۳)$$

همان‌طور که حاتمی-ج و اودین (۲۰۱۲) بیان می‌کنند، اثرات خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی (AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity: ARCH) معمولاً از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند و از این‌رو این احتمال وجود دارد که توزیع آماره والد به‌طور قابل‌توجهی از توزیع مجانبی آن منحرف گردد (۴۷). بر این اساس از تکنیک شبیه‌سازی «بوت‌استراپینگ» (Bootstrapping) برای ۱۰ هزار بار تکرار به‌منظور ساخت مقادیر بحرانی در سطوح ۱۰، ۵، و ۱ درصد، استفاده شده است. تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادسنجی در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای MATLAB v24.1.0.2628055 و R v4.5.0 انجام شده است. در شکل ۳، چارچوب مراحل تجربی پژوهش نشان داده شده است.



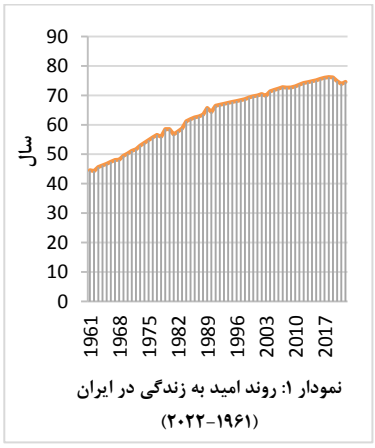
شکل ۳: چارچوب مراحل تجربی پژوهش

یافته‌ها

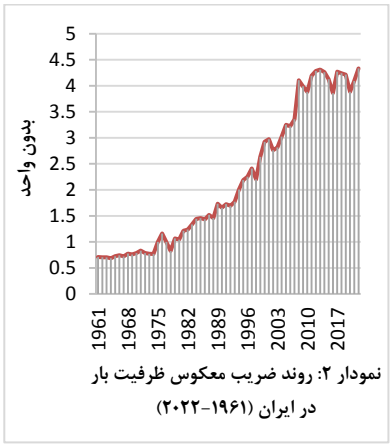
پیش از برآورد مدل و انجام آزمون‌های اقتصادسنجی لازم، به بررسی روند حرکتی و توصیف آماری متغیرهای تحقیق پرداخته شده است. در نمودارهای ۱ تا ۳ به‌ترتیب روند امید به زندگی، معکوس ضریب ظرفیت بار و درآمد سرانه طی سال‌های ۲۰۲۲ - ۱۹۶۱ ارائه شده است.

بررسی نمودار ۱ نشان داد که روند امید به زندگی در ایران طی دوره مورد بررسی صعودی بوده است. به‌گونه‌ای که امید به زندگی در ایران با نرخ رشد متوسط سالیانه حدود ۰/۸۵۶ درصد، از رقمی معادل ۴۴/۵۵۰ در سال ۱۹۶۱ به رقمی معادل ۷۴/۵۵۶ در سال ۲۰۲۰ رسیده است که این نشان‌دهنده ارتقای سطح بهداشت عمومی و واکسیناسیون طی دهه‌های گذشته می‌باشد. بررسی نمودار ۲ نشان می‌دهد که به‌طور کلی طی دوره پژوهش، معکوس ضریب ظرفیت بار یک روند افزایشی داشته که از نقطه پایداری (عدد یک) فاصله پیدا کرده است. مقدار این شاخص تخریب محیط‌زیست که در سال ۱۹۶۱، حدود ۰/۷۰۹ بوده، در سال ۲۰۲۲ به مقدار ۴/۳۳۳ افزایش یافته است که نشان می‌دهد عرضه موجود منابع طبیعی در ایران برای حفظ الگوهای تولید و مصرف فعلی کافی نیست. نمودار ۳ نیز گویای آن است که روند درآمد سرانه در ایران طی دوره مورد بررسی به‌طور کلی نوسانی بوده است. در ابتدا، درآمد سرانه از سال ۱۹۶۱ با یک شیب صعودی قابل‌توجهی تا سال ۱۹۷۶ افزایش یافته و سپس این روند تا سال ۱۹۸۹ نزولی بوده است. از سال ۱۹۸۹ نیز درآمد سرانه تا سال ۲۰۲۲، به‌طور کلی با یک شیب ملایم، افزایش یافته است.

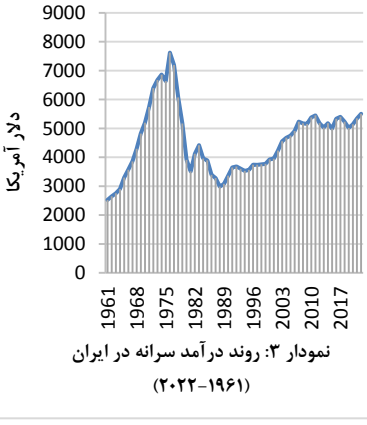
Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]



نمودار ۱: روند امید به زندگی در ایران (۲۰۲۲-۱۹۶۱)



نمودار ۲: روند ضریب معکوس ظرفیت بار در ایران (۲۰۲۲-۱۹۶۱)



نمودار ۳: روند درآمد سرانه در ایران (۲۰۲۲-۱۹۶۱)

در جدول ۲، آمار توصیفی کلیه متغیرهای پژوهش شامل میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، چولگی، کشیدگی و نرمال بودن طی سال‌های ۲۰۲۲ - ۱۹۶۱ ارائه شده است. بر این اساس، طی دوره مورد بررسی، میانگین معکوس ضریب ظرفیت بار (ILCF) حدود ۲/۲۰ است که نشان می‌دهد به‌طور متوسط به ازای یک واحد عرضه اکوسیستم، ۲/۲۰ برابر آن تقاضای انسانی وجود دارد که حاکی از ناپایداری شدید زیست‌محیطی و فشار بالا بر آن است. میانگین امید به زندگی (LE) و تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) به‌ترتیب حدود ۶۳/۴۱ سال و ۴۵۴۷ دلار آمریکا بوده است. بر اساس مشخصه‌ی آماری انحراف استاندارد، بیشترین میزان پراکندگی بین داده‌ها متعلق به متغیر GDP است (که البته چون داده‌ها به‌صورت لگاریتم استفاده می‌شوند، این پراکندگی تا حد قابل‌توجهی کاهش می‌یابد) و کمترین مقدار آن به ILCF اختصاص دارد. همچنین، بر اساس آمارهٔ جارک-برا و سطح احتمال آن که به نرمال‌بودن متغیر مورد بررسی اشاره دارد، می‌توان گفت که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، داده‌های متغیرهای LE و GDP دارای توزیع نرمال می‌باشند؛ اما داده‌های متغیر ILCF فاقد توزیع نرمال است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرها

شاخص آماری	متغیر		
	LE امید به زندگی (بر حسب سال)	ILCF معکوس ضریب ظرفیت بار (بدون واحد)	GDP درآمد سرانه (بر حسب دلار آمریکا و به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵)
	مقدار شاخص آماری متغیر		
انحراف معیار ± میانگین	۶۳/۴۰۹ ± ۱۰/۰۱۴	۲/۱۹۸ ± ۱/۳۲۷	۴۵۴۷/۳۳۰ ± ۱۱۶۴/۶۷۰
میانه	۶۶/۶۱۸	۱/۷۲۹	۴۴۸۶/۶۶۰
حداکثر	۷۶/۱۹۵	۴/۳۳۳	۷۶۲۲/۳۴۵
حداقل	۴۴/۲۶۹	۰/۶۸۶	۲۵۲۲/۳۰۹
چولگی	- ۰/۴۵۷	۰/۴۱۷	۰/۴۹۵
کشیدگی	۱/۸۶۹	۱/۶۳۲	۲/۷۷۳
نرمالیتی (مقدار p)	۵/۴۵۷ (۰/۰۶۵)	۶/۶۲۷* (۰/۰۳۶)	۲/۶۶۹ (۰/۲۶۳)
تعداد مشاهدات	۶۲	۶۲	۶۲

* معنی‌دار در سطح p <۰/۰۵

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

در به‌کار بردن تجزیه موجک، عدد "۶" به‌عنوان بزرگ‌ترین سطح تجزیه استفاده می‌شود. با تجزیه یک سری به مقیاس‌های مختلف، می‌توان رابطه علیت را در فرکانس‌های مختلف بررسی کرد: D_1 (۴-۲ سال)، D_2 (۸-۴ سال)، D_3 (۱۶-۸ سال)، D_4 (۳۲-۱۶ سال)، D_5 (۶۴-۳۲ سال) و S_5 (بیشتر از ۶۴ سال). پیرو پیشنهاد پاتا و همکاران (۲۰۲۴)، این مطالعه مقیاس‌های زمانی را با در نظر گرفتن سه دوره زمانی مختلف ترکیب می‌کند (۳۰) که عبارتند از: افق کوتاه‌مدت (۸-۲ سال)، افق میان‌مدت (۳۲-۸ سال) و افق بلندمدت (بیشتر از ۳۲ سال).

برای بررسی مانایی متغیرها، این مطالعه از رویکرد نشان داده‌شده در شکل ۲ پیروی می‌کند. جدول ۳ نتایج آزمون‌های ADF و F-ADF انجام‌شده بر روی هر دو سری‌های اصلی و تجزیه‌شده را نشان می‌دهد. در این مطالعه از آزمون F-ADF برای بررسی مانایی متغیرهایی استفاده می‌شود که دارای آماره F معنی‌دار می‌باشند؛ در حالی‌که آزمون ADF برای سری‌های باقی‌مانده استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که توابع فوریه برای سری اصلی lnLE و برای سری‌های زمانی بلندمدت تجزیه‌شده lnLE و lnLCF مهم هستند. یعنی با طولانی‌تر شدن مقیاس زمانی می‌توان فرضیه صفر عدم وجود شکست‌های هموار چندگانه را برای سری‌های بیشتری رد کرد. نتایج نشان می‌دهد که سری اصلی lnLE، سری زمانی تجزیه‌شده کوتاه‌مدت lnLE و سری‌های تجزیه‌شده بلندمدت lnLE و lnLCF در سطح مانا هستند. سری‌های اصلی و تجزیه‌شده سایر متغیرها نیز در سطح نامانا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. بر این اساس می‌توان گفت که ماکزیمم درجه انباشتگی متغیرها در سری‌های اصلی و هر سه افق زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، عدد «یک» تعیین می‌شود.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های مانایی

متغیر	F-ADF: آماره F	F-ADF: آماره آزمون F-ADF	F-ADF: k	ADF: آماره t	ADF: مقدار p
سری‌های اصلی					
ln LE	۸/۵۵۸**	- ۵/۴۱۸***	۱	-	-
Δln LE	-	-	-	-	-
ln LCF	۶/۱۵۵	- ۳/۴۱۴	۱/۲	- ۲/۹۸۵	۰/۱۴۵
Δln LCF	۴/۴۸۲	- ۵/۹۱۸***	۴/۴	- ۷/۱۱۴***	<۰/۰۰۱
ln GDP	۴/۵۱۵	- ۳/۱۱۸	۲/۵	- ۲/۵۱۳	۰/۳۱۲
Δln GDP	۲/۹۱۸	- ۴/۵۶۵**	۲/۶	- ۴/۳۹۴***	۰/۰۰۵
کوتاه‌مدت					
ln LE	۴/۵۰۵	- ۴/۸۱۸***	۳/۵	- ۵/۲۲۹***	<۰/۰۰۱
Δln LE	-	-	-	-	-
ln LCF	۰/۴۸۵	- ۳/۰۵۵	۵	۰/۰۷۷	۰/۹۹۶
Δln LCF	۱/۲۱۹	- ۷/۷۱۷***	۵	- ۸/۵۷۱***	<۰/۰۰۱
ln GDP	۲/۴۱۵	- ۳/۱۸۵	۴/۲	- ۲/۴۴۱	۰/۳۵۶
Δln GDP	۰/۸۸۵	- ۵/۶۱۲***	۴/۹	- ۴/۴۹۳***	۰/۰۰۳
میان‌مدت					
ln LE	۶/۲۰۲	- ۲/۸۸۵	۳/۱	- ۱/۹۱۹	۰/۶۲۹
Δln LE	۳/۳۴۴	- ۴/۵۱۷**	۳/۲	- ۴/۷۱۱***	۰/۰۰۳
ln LCF	۳/۴۴۸	- ۲/۱۵۵	۵	- ۱/۸۴۱	۰/۶۷۰

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

 CC BY-NC 4.0

Δln LCF	۲/۵۸۱	- ۴/۰۹۴**	۳/۹	- ۷/۳۳۵***	<۰/۰۰۱
ln GDP	۴/۲۱۵	- ۳/۰۲۱	۳/۸	- ۱/۷۴۶	۰/۷۱۶
Δln GDP	۶/۱۹۲	- ۶/۱۱۹***	۴/۵	- ۵/۱۹۴***	۰/۰۰۱

بلندمدت

	F-ADF			ADF	
متغیر	آماره F	آماره آزمون F-ADF	k	آماره t	مقدار p
ln LE	۱۲/۱۵۵***	- ۵/۸۱۱***	۱	-	-
Δln LE	-	-	-	-	-
ln LCF	۱۶/۸۸۲***	- ۴/۹۰۹***	۰/۱	-	-
Δln LCF	-	-	-	-	-
ln GDP	۳/۶۵۵	- ۲/۲۱۵	۱/۹	- ۱/۰۸۴	۰/۹۲۱
Δln GDP	۵/۸۱۸	- ۵/۳۳۵***	۲	- ۴/۰۵۴**	۰/۰۱۳

* معنی‌دار در سطح p < ۰/۱۰
** معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۵
*** معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۱

در جدول ۴ نتایج آزمون F برای تعیین اینکه آیا تقریب فوریه برای بررسی علیت مورد نیاز است یا خیر، نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مقادیر آماره F در مدل با سری‌های اصلی برابر با ۷/۲۲۵، در مدل با مقیاس زمانی کوتاه‌مدت برابر با ۱۰/۱۸۸، در مدل با مقیاس زمانی میان‌مدت برابر با ۸/۲۱۲ و در مدل با مقیاس زمانی بلندمدت برابر با ۸/۵۶۸ است. این مقادیر در تمام سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد بیشتر از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ آن‌ها است. در واقع فرضیه صفر عدم وجود مؤلفه‌های فوریه به‌طور معنی‌داری، در سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد می‌شود. بر این اساس بایستی از تقریب فوریه برای ارزیابی روابط متقابل علّی بین هر ۳ متغیر مورد بررسی استفاده شود. همچنین، در جدول ۴ مقدار فرکانس و وقفه بهینه برای انجام آزمون علیت F-TY در هر ۴ مدل مورد بررسی نشان داده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون F برای لحاظ تقریب فوریه

مدل		سری‌های اصلی	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
فرکانس بهینه		۱/۲	۲/۵	۱/۴	۰/۸
وقفه بهینه		۴	۳	۵	۳
آماره F برای بسط فوریه		۷/۲۲۵***	۱۰/۱۸۸***	۸/۲۱۲***	۸/۵۶۸***
مقدار بحرانی	٪۱۰	۵/۹۰۸	۷/۲۶۴	۶/۱۳۸	۶/۶۱۸
	٪۵	۶/۱۹۵	۸/۱۶۴	۶/۹۶۸	۷/۱۷۱
	٪۱	۶/۶۸۸	۸/۹۴۵	۷/۷۵۷	۸/۴۲۲

*** معنی‌دار در سطح p < ۰/۰۱

بعد از انجام پیش‌آزمون‌های لازم، نتایج آزمون علیت گرنجری فوریه تودا-یاماموتو (F-TY) بین متغیرهای مورد بررسی در افق‌های زمانی مختلف و برای سری‌های اصلی در جدول ۵ گزارش شده است.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0

جدول ۵: نتایج آزمون علیت گرنجری فوریه تودا-یاماموتو (F-TY)

فرضیه صفر	سری‌های اصلی	سری‌های تجزیه‌شده		
		کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
	مقدار آماره والد			
ln LE↛ln GDP	۲/۹۸۸* (۰/۰۹۱) +	۲/۳۶۴ (۰/۷۹۵)	۳/۳۹۹ (۰/۳۵۹)	۱۵/۸۱۴** (۰/۰۲۱) +
ln GDP↛ln LE	۷/۵۸۴*** (۰/۰۰۰) +	۱۲/۱۰۸** (۰/۰۴۵) +	۱۶/۸۱۸*** (۰/۰۰۳) +	۳۴/۳۸۲*** (۰/۰۰۰) +
ln LE↛ln ILCF	۱/۵۰۱ (۰/۲۱۱)	۲/۱۸۴ (۰/۸۲۱)	۴/۸۸۴ (۰/۴۷۱)	۶/۳۸۲ (۰/۲۷۹)
ln ILCF↛ln LE	۴/۴۲۲** (۰/۰۲۱) –	۵/۱۸۸ (۰/۴۰۲)	۲/۸۱۸ (۰/۵۶۱)	۱۷/۱۰۸** (۰/۰۱۶) –
ln ILCF↛ln GDP	۶/۷۶۹*** (۰/۰۰۰) +	۱۹/۶۶۸*** (۰/۰۰۹) +	۲۶/۳۱۹*** (۰/۰۰۰) +	۴۲/۴۱۲*** (۰/۰۰۰) –
ln GDP↛ln ILCF	۴/۲۱۴** (۰/۰۲۵) +	۱۵/۲۱۲** (۰/۰۲۲) +	۱۸/۰۸۸*** (۰/۰۰۵) +	۲۱/۱۴۶*** (۰/۰۰۱) –

- اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال بوت‌استراپ‌شده را نشان می‌دهد که با ۱۰ هزار شبیه‌سازی به‌دست می‌آیند و علائم (+) و (-) نیز به‌ترتیب نشان‌دهنده اثرگذاری مثبت و منفی متغیر است.

* معنی‌دار در سطح $p < ۰/۱۰$

** معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۵$

*** معنی‌دار در سطح $p < ۰/۰۱$

بحث

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در مورد رابطه علیت بین امید به زندگی (ln LE) و درآمد سرانه (ln GDP) می‌توان گفت که برای سری‌های اصلی، فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از امید به زندگی به درآمد سرانه در سطح ۱۰درصد و فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از درآمد سرانه به امید به زندگی در سطح ۱درصد رد می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت دوطرفه بین امید به زندگی و درآمد سرانه در سری‌های اصلی تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت در هر دو سمت مثبت است که نشان می‌دهد امید به زندگی در کشور منجر به افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی بالاتر نیز سبب ارتقاء امید به زندگی خواهد شد. این نتیجه هم‌سو با نتایج مطالعه رجوب و همکاران (۲۰۲۱) برای کشور ترکیه است (۱۸).

در کوتاه‌مدت و میان‌مدت فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از امید به زندگی به درآمد سرانه، رد نمی‌شود؛ اما فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از درآمد سرانه به امید به زندگی به‌ترتیب در سطوح ۵ و ۱ درصد، رد می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت یک‌طرفه از درآمد سرانه به امید به زندگی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت مثبت است که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، درآمد سرانه و رشد اقتصادی منجر به افزایش امید به زندگی در کشور می‌شود؛ اما امید به زندگی اثر علی بر رشد اقتصادی ندارد. در بلندمدت، فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از امید به زندگی به درآمد سرانه در سطح ۵ درصد و فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از درآمد سرانه به امید به زندگی در سطح ۱ درصد رد می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت دوطرفه بین امید به زندگی و درآمد سرانه در افق زمانی بلندمدت تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت در هر دو سمت مثبت است که نشان می‌دهد در بلندمدت امید به زندگی در کشور منجر به افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی بالاتر نیز سبب ارتقاء امید به زندگی خواهد شد. سلامت و برون‌دادهای سلامت مقوله‌ای است که ارتباط نزدیکی با پیشرفت و توسعه همه‌جانبه و از جمله رشد و توسعه اقتصادی دارد. افراد جامعه سالم از یک‌سو بانشاط‌تر و شاداب‌تر و با انگیزه بیشتری تلاش و فعالیت دارند. از طرف دیگر، هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیمی که به کاهش درآمد ملی و درنتیجه رشد و توسعه منجر می‌گردد، کاهش می‌یابد. با این حال، نتایج پیرامون اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی تا حدود زیادی ناهمگون است. در این راستا نتایج مطالعه لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰) برای ایران حاکی از آنست که موجودی سلامت سرمایه انسانی (امید به زندگی) به‌طور مثبت بر نرخ رشد درآمد سرانه تأثیرگذار

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

می‌باشد (۴۸). جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۲) نشان داده‌اند که فرضیه اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد تولید سرانه در ایران با سطح آستانه برآوردی ۵۵/۳۴ سال و یک مدل دو رژیمی برای امید به زندگی تأیید می‌شود. امید به زندگی اثر منفی بر رشد تولید سرانه در هر دو رژیم داشته است و شدت این اثرگذاری منفی در رژیم دوم کاهش می‌یابد (۱۳). مطالعه اوکونولا و همکاران (۲۰۲۴) نشان می‌دهد که امید به زندگی اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد بالا داشته است و علت گرنجری رشد اقتصادی است (۴۹). نتایج مطالعه حسین و همکاران (۲۰۲۴) نشان‌گر آن است که امید به زندگی در بلندمدت بر رشد اقتصادی کشور سومالی تأثیر مثبت دارد؛ اما در کوتاه‌مدت تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد (۵۰). نئوفیتیدو و فونتاس (۲۰۲۰) دریافتند که امید به زندگی کل، امید به زندگی مردان و امید به زندگی زنان همگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار آماری بر درآمد کل و سرانه در ۱۹ اقتصاد صنعتی داشته است (۵۱). نتایج مطالعه هی و لی (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که پیری جمعیت بر ارتباط بین امید به زندگی و رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. تأثیر مثبت امید به زندگی بر رشد اقتصادی در گروه با سطح بالاتر پیری، قوی‌تر است. همچنین، علیت یک‌طرفه کوتاه‌مدت از امید به زندگی به رشد اقتصادی برای گروه جوان‌تر وجود دارد، در حالی‌که علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به امید به زندگی فقط برای گروه مسن‌تر وجود دارد (۵۲). در مقابل و بر اساس انتظارات تئوریک، تأثیر درآمد سرانه بر امید به زندگی، نیز مثبت است؛ چراکه درآمد یکی از مهم‌ترین عوامل خرد مؤثر بر سلامت بوده و معمولاً بین درآمد پائین و فقر بهداشت، همبستگی بالا و دائمی وجود دارد. آشکار است که دسترسی به درآمد کافی، خود پیش‌نیاز دسترسی به سایر عوامل تعیین‌کننده بهداشت مانند تغذیه و آموزش می‌باشد. افراد کم‌درآمد از استانداردهای پایین زندگی، امکانات مالی کم برای تأمین مخارج بهداشتی، تغذیه ناکافی و تحصیلات پایین برخوردار هستند که همه این موارد می‌توانند موجب کاهش سلامتی فرد شوند. نتایج مطالعات گوناگونی برای ایران نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه باعث افزایش امید به زندگی در بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌شود (۲۵،۵۳،۵۴).

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در مورد رابطه علیت بین معکوس ضریب ظرفیت بار (ln ILCF) و امید به زندگی (ln LE) می‌توان گفت که برای سری‌های اصلی، فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از معکوس ضریب ظرفیت بار به امید به زندگی در سطح ۵ درصد رد می‌شود؛ اما فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از امید به زندگی به معکوس ضریب ظرفیت بار رد نمی‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت یک‌طرفه از معکوس ضریب ظرفیت بار به امید به زندگی در سری‌های اصلی تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت منفی است که نشان می‌دهد تخریب محیط‌زیست منجر به کاهش امید به زندگی در کشور خواهد شد. نتایج مطالعه رجوب و همکاران (۲۰۲۱) نیز برای کشور ترکیه با استفاده از دو آزمون علیت گرنجری TY و F-TY نشان می‌دهد که یک رابطه علیت یک‌طرفه از انتشار CO_2 به امید به زندگی در سری‌های اصلی وجود دارد (۱۸). در کوتاه‌مدت و میان‌مدت فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از معکوس ضریب ظرفیت بار به امید به زندگی و فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از امید به زندگی به معکوس ضریب ظرفیت بار رد نمی‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که عدم وجود رابطه علیت بین امید به زندگی و معکوس ضریب ظرفیت بار در کوتاه‌مدت و میان‌مدت تأیید می‌شود؛ که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، رابطه علی بین تخریب محیط‌زیست و امید به زندگی در کشور وجود ندارد. در بلندمدت، فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از معکوس ضریب ظرفیت بار به امید به زندگی در سطح ۵ درصد رد می‌شود؛ اما فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از امید به زندگی به معکوس ضریب ظرفیت بار رد نمی‌شود. بر این اساس می‌توان که وجود رابطه علیت یک‌طرفه از معکوس ضریب ظرفیت بار به امید به زندگی در افق زمانی بلندمدت تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت منفی است که نشان می‌دهد تخریب محیط‌زیست در بلندمدت منجر به کاهش امید به زندگی در کشور خواهد شد. بر این اساس می‌توان گفت که گرچه تخریب محیط زیست در کوتاه‌مدت و میان‌مدت سلامت جامعه را با مخاطره چندانی روبه‌رو نمی‌سازد؛ اما در بلندمدت، از طریق اثر منفی بر سلامت و افزایش مخارج سلامت، تهدیدی جدی برای سلامت جامعه و کاهش امید به زندگی محسوب می‌شود. نتایج مطالعه آماده و حمیدیان (۱۳۹۸) نشان می‌دهد که آلودگی محیط‌زیست اثر معنی‌داری بر امید به زندگی در

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

ایران ندارد (۲۰). در مقابل، خانزادی و همکاران (۱۳۹۹) نشان داده‌اند که آلودگی محیط‌زیست اثر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی در استان‌های ایران داشته است (۵۵). نتایج مطالعه بشیر و همکاران (۲۰۲۲) نشان می‌دهد که یک رابطه دوطرفه بین آلودگی هوا و امید به زندگی در اندونزی وجود دارد و آلودگی هوا در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر امید به زندگی داشته است (۱۹). همچنین، رجوب و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که CO_2 دارای روابط علی مثبت کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با امید به زندگی در کشور ترکیه است (۱۸).

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده در مورد رابطه علیت بین معکوس ضریب ظرفیت بار (ln ILCF) و درآمد سرانه (ln GDP) می‌توان گفت که برای سری‌های اصلی، فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از معکوس ضریب ظرفیت بار به درآمد سرانه در سطح ۱درصد و فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از درآمد سرانه به امید به زندگی در سطح ۵ درصد رد می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت دوطرفه بین معکوس ضریب ظرفیت بار و درآمد سرانه در سری‌های اصلی تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت در هر دو سمت مثبت است که نشان می‌دهد تخریب محیط‌زیست در کشور منجر به افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی بالاتر نیز سبب تخریب محیط‌زیست خواهد شد. نتایج مطالعه مظفری و صابونی (۱۳۹۳) برای ایران و فتاحی و همکاران (۱۳۹۹) برای کشورهای اوپک نشان می‌دهد که یک رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و آلودگی هوا وجود دارد (۲۱،۵۶). در کوتاه‌مدت و میان‌مدت فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از معکوس ضریب ظرفیت بار به درآمد سرانه و فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از درآمد سرانه به معکوس ضریب ظرفیت بار، رد می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت دوطرفه بین درآمد سرانه و معکوس ضریب ظرفیت بار در کوتاه‌مدت و میان‌مدت تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت در هر دو سمت مثبت است که نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت، میان‌مدت، تخریب محیط‌زیست در کشور مطابق نظریه لنگرگاه آلودگی منجر به افزایش درآمد سرانه و رشد اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی بالاتر نیز به‌واسطه تشدید استفاده از منابع طبیعی و اثر مقیاس سبب تخریب محیط‌زیست خواهد شد. در این راستا، نتایج مطالعه فلاحی و همکاران (۱۴۰۱) نشان می‌دهد که جریان علیت از رشد اقتصادی به کیفیت محیط‌زیست در کوتاه‌مدت (کم‌تر از یک‌سال) و میان‌مدت (یک تا چهار سال) برقرار است (۵۷). در بلندمدت، فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از معکوس ضریب ظرفیت بار به درآمد سرانه در سطح ۱درصد و فرضیه صفر عدم وجود رابطه علیت از درآمد سرانه به معکوس ضریب ظرفیت بار در سطح ۱درصد، رد می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت که وجود رابطه علیت دوطرفه بین معکوس ضریب ظرفیت بار و درآمد سرانه در افق زمانی بلندمدت تأیید می‌شود؛ علامت این رابطه علیت در هر دو سمت منفی است که نشان می‌دهد در بلندمدت تخریب محیط‌زیست در کشور به‌واسطه کاهش بهره‌وری نیروی‌کار منجر به کاهش درآمد سرانه و رشد اقتصادی می‌شود و رشد اقتصادی بالاتر نیز از طریق اثر ترکیب و اثر تکنولوژی سبب کاهش تخریب محیط‌زیست خواهد شد. نتایج این پژوهش مبنی‌بر وجود رابطه علی مثبت از درآمد سرانه به معکوس ضریب ظرفیت بار در کوتاه‌مدت و میان‌مدت و وجود رابطه علی منفی از درآمد سرانه به معکوس ضریب ظرفیت بار در بلندمدت به نوعی تأییدکننده فرضیه EKC برای ایران است؛ به این معنا که رشد اقتصادی در ابتدا (کوتاه‌مدت و بلندمدت) به‌دلیل اثر مقیاس و گذار از بخش کشاورزی به بخش صنعت، تخریب محیط‌زیست را افزایش و سپس در بلندمدت با اثرات ترکیب و تکنیک و گذار از بخش صنعتی به بخش خدمات که در آن استفاده از فناوری و سرمایه انسانی با شدت بیشتری همراه است، تخریب محیط‌زیست را کاهش می‌دهد. چراکه بر اساس مطالعات نارایان و نارایان (۲۰۱۰) و پاتا و سمور (۲۰۲۲)، اگر تخریب محیط‌زیست در طول زمان کاهش یابد، فرضیه EKC معتبر است (۵۹،۵۸). نتایج مطالعات گوناگونی برای ایران تأییدکننده فرضیه EKC و نتایج برخی از مطالعات حاکی از رد این فرضیه می‌باشد (۶۰،۶۱،۶۲). در جدول ۶، خلاصه نتایج تجربی در زمینه رابطه علی بین متغیرها در سری‌های اصلی و افق‌های زمانی مختلف ارائه شده است.

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

جدول ۶: خلاصه نتایج تجربی

متغیرها	تبدیل فوریه		تبدیل فوریه و موجک	
	سری‌های اصلی	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
ln LE & ln GDP	ln LE↔ln GDP ✚	ln GDP→ln LE ✚	ln GDP→ln LE ✚	ln LE↔ln GDP ✚
ln LE & ln ILCF	ln ILCF→ln LE ▬	None	None	ln ILCF→ln LE ▬
ln ILCF & ln GDP	ln ILCF↔ln GDP ✚	ln ILCF↔ln GDP ✚	ln ILCF↔ln GDP ✚	ln ILCF↔ln GDP ▬

این مطالعه اولین تلاش تجربی برای تجزیه‌وتحلیل رابطه توسعه اقتصادی، پایداری زیست‌محیطی و امید به زندگی در ایران در افق‌های زمانی مختلف کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با به‌کارگیری رهیافت نوین آزمون علیت گرنجری مشتمل بر تقریب فوریه و تبدیل موجک بود. این رهیافت تضمین می‌کند که تمام اطلاعات ممکن در مورد سری‌ها با درنظرگرفتن هر دو حوزه زمان و فرکانس مورد استفاده قرار می‌گیرد و موضوع شکست‌های ساختاری و سایر ویژگی‌های سری‌ها در نظر گرفته شده‌اند. این موضوع خود از جنبه‌های نوآوری تحقیق بوده و از نقاط قوت آن نسبت به سایر پژوهش‌های انجام‌شده نیز به‌شمار می‌آید. از محدودیت‌های مطالعه حاضر می‌توان به عدم وجود داده‌ها به‌صورت تواتر زمانی کوتاه‌تر مانند داده‌های فصلی اشاره کرد. این موضوع امکان بررسی رابطه علی بین متغیرها را در کوانتایل‌های متفاوت با محدودیت مواجه می‌کند و میزان تعمیم‌پذیری یافته‌ها را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، نتایج این تحقیق، با توجه به دوره‌ی زمانی، شاخص‌های به‌کار گرفته شده و روش بررسی علیت، قابل تحلیل و بررسی است و در تعمیم نتایج آن بدون در نظر گرفتن این محدودیت‌ها بایستی احتیاط لازم را نمود.

نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج پژوهش حاضر در کوتاه‌مدت و میان‌مدت یک رابطه علی مثبت از توسعه اقتصادی به امید به زندگی و در بلندمدت یک رابطه علی دوطرفه بین این دو متغیر وجود دارد. وجود رابطه علی منفی از سمت تخریب محیط‌زیست به امید به زندگی نیز تنها در بلندمدت تأیید می‌شود؛ که نشان می‌دهد تخریب محیط‌زیست در بلندمدت، از طریق تشدید بیماری و افزایش مخارج سلامت به کاهش امید به زندگی منجر می‌شود. همچنین، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت یک رابطه علی مثبت دو طرفه بین توسعه اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد که این رابطه علی دوطرفه در بلندمدت منفی است. از آنجا که در بسیاری موارد رابطه علیت بین متغیرهای مورد بررسی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت یکسان نیست، لازم است که سیاست‌های اعمالی در زمینه توسعه اقتصادی، پایداری محیط‌زیست و ارتقاء سلامت در هر افق زمانی جداگانه، طراحی و اعمال شود. اعمال سیاست‌های محرک رشد اقتصادی شامل سیاست‌های پولی و مالی، اصلاحات ساختاری و افزایش سرمایه‌گذاری که هدف آن تحریک تقاضای کل، افزایش اشتغال و بهبود وضعیت اقتصادی است، در بلندمدت می‌تواند به افزایش امید به زندگی (و بالعکس)، کمک کند و تخریب محیط‌زیست را کاهش دهد. از طرفی، کاهش تخریب محیط‌زیست در بلندمدت، می‌تواند به افزایش امید به زندگی و در نتیجه رشد اقتصادی منجر گردد. بر این اساس، به سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران بخش محیط‌زیست، استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر و به‌کارگیری بیشتر آن به‌جای منابع انرژی متعارف، ارتقاء کیفیت سوخت و فرآورده‌های نفتی، فراهم کردن زمینه‌های لازم برای سرمایه‌گذاری در طرح‌های کاهنده تخریب محیط‌زیست، برنامه‌ریزی‌های شهری که گزینه‌های حمل‌ونقل پاک‌تر را ترویج می‌کند و اجرای مقررات زیست‌محیطی قوی مانند اعمال مالیات بر صنایع آلاینده هوا در بلندمدت پیشنهاد می‌شود.

از سوی دیگر، سیاست‌های محرک رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اگرچه به افزایش امید به زندگی می‌انجامد؛ اما به تخریب محیط‌زیست منجر می‌شود. بنابراین، باید تلاش شود تا در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، رشد اقتصادی بالاتر که مستلزم استفاده از انرژی بیشتر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید است، با ایجاد و تقویت انرژی‌های پاک و

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir
CC BY-NC 4.0
[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

همچنین به‌کارگیری فناوری‌های پیشرفته و سازگار با محیط‌زیست در فرایند تولید صورت بگیرد. بر این اساس نهادها و سازمان‌های مرتبط با محیط‌زیست بایستی اقدام به وضع قوانین و مقررات زیست‌محیطی مناسب در بخش‌های تولیدی کرده و تأمین مالی هزینه‌های مرتبط با تغییر فناوری به سمت فناوری دوست‌دار محیط‌زیست را امکان‌پذیر کنند.

ملاحظات اخلاقی

در این مطالعه چون از داده‌های ثانویه استفاده شد و در ارتباط مستقیم با انسان نبود، نیازی به رضایت آگاهانه و دریافت کد اخلاق نداشت. اما تمامی ملاحظات اخلاقی از جمله شرط امانت، صداقت و عدم سرقت ادبی، رعایت و در نظر گرفته شد.

سپاسگزاری

نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از کلیه افرادی که در فرآیند انجام تحقیق همکاری و مشارکت داشتند، سپاسگزاری نمایند.

مشارکت نویسندگان

طراحی پژوهش: ص. م. م

جمع‌آوری داده‌ها: الف. گ، ص. م. م

تحلیل داده‌ها: الف. گ

نگارش و اصلاح مقاله: ص. م. م، الف. گ

سازمان حمایت‌کننده

این مطالعه از سوی هیچ سازمانی مورد حمایت مالی قرار نگرفته است.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان گزارش نشده است.

References

1) Witten K, Parkes M, Ramasubramanian L. Participatory environmental health research in Aotearoa/New Zealand: constraints and opportunities. Health education & behavior 2000; 27(3): 371-84. doi: 10.1177/109019810002700311.
2) Xiang L, Chen X, Su S, Yin Z. Time-varying impact of economic growth on carbon emission in BRICS countries: new evidence from wavelet analysis. Frontiers in Environmental Science 2021; 9. doi :10.3389/fenvs.2021.715149.
3) Grossman GM, Krueger AB. Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER Working Paper 1991; 59: 1-57. doi:10.3386/w3914.
4) Daliri H. Relationship between ecological footprint and economic growth in D8 countries: testing the kuznets environmental hypothesis using PSTR model. The Journal of Economic Modeling Research 2020; 11(39): 81-112.doi: 10.29252/jemr.10.39.81. [Persian]
5) Kazerouni A, Asgharpour H, Aghamohamadi A, ZokaeiAlamdari E. Corruption and the environmental kuznets curve in developed and developing countries. The Journal of Economic Modeling Research 2019; 10(37): 7-38. doi : 10.29252/jemr.10.37.7. [Persian]
6) Pata UK, Isik C. Determinants of the load capacity factor in China: A novel dynamic ARDL approach for ecological footprint accounting. Resources Policy 2021; 74(C). doi. 10.1016/j.resourpol.2021.102313.
7) Wang W, Niu Y, Gapich A, Strielkowski W. Natural resources extractions and carbon neutrality: the role of geopolitical risk. Resources Policy 2023; 83. doi. 10.1016/j.resourpol.2023.103577.
8) Pata UK. Do renewable energy and health expenditures improve load capacity factor in the USA and Japan? A new approach to environmental issues. The European Journal of Health Economics 2021: 22(9): 1427-39. doi.org/10.1007/s10198-021-01321-0.
9) Guloglu B, Caglar AE, Pata UK. Analyzing the determinants of the load capacity factor in OECD countries: evidence from advanced quantile panel data methods. Gondwana Research 2023; 118: 92-104. doi.org/10.1016/j.gr.2023.02.013.
10) Dam MM, Sarkodie SA. Renewable energy consumption, real income, trade openness, and inverted load capacity factor nexus in Turkiye: revisiting the EKC hypothesis with environmental sustainability. Sustainable Horizons 2023: 8(12): 1-11. doi. 10.1016/j.horiz.2023.100063.
11) Ahmadian M, Abdoli G, JebelAmeli F, Shabankhah M, khorasani SA. Effect of environment degradation on economic growth (evidence from 32 developing countries). Economic Growth and Development Research 2017: 7(27): 17-28. [Persian]
12) Liddle B. Free trade and the environment–development system. Ecological Economics 2021: 39(1): 21-36. doi :10.1016/S0921-8009(01)00215-4.
13) JafariSamimi A, MontazeriShoorekchali J, Tatar M. Life expectancy and economic growth in Iran: Smooth Transition Regression (STR) approach. Economic Growth and Development Research 2014: 4(13): 128-17. [Persian]
14) Golkhandan A, Ahmadimanesh A. The effect of trade openness on health indicators in OIC members. New Economy and Trad 2018: 13(3): 97-123. [Persian]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

15) Ebhota OS, Hongxing Y, Sampene AK. Air pollution and life expectancy: new evidence from the MINT economies. Helyon 2023: 9(12): 1-18. doi: 10.1016/j.heliyon.2023.e22396.
16) Golkhandan A. Measuring the impact of air pollution on health sector costs in Iran. Health Research Journal 2017: 2(3): 157-66. [Persian]
17) Nica E, Poliakova A, Popescu GH, Valaskova K, Burcea SG, Constantin A-L.D. The impact of financial development, health expenditure, CO_2 emissions, institutional quality, and energy mix on life expectancy in Eastern Europe: CS-ARDL and quantile regression approaches. Helyon 2023: 9(11): 1-16. doi:10.1016/j.heliyon.2023.e21084.
18) Rjoub H, Odugbesan JA, Adebayo TS, Wong WK. Investigating the causal relationships among carbon emissions, economic growth, and life expectancy in Turkey: evidence from time and frequency domain causality techniques. Sustainability 2021: 13(5): 1-20. doi: 10.3390/su13052924.
19) Bashir A, Liliana L, Hidayat A, Suhel S. The relationship between air pollution, economic growth, and life expectancy: Empirical evidence from Indonesia. Signifikan Jurnal Ilmu Ekonomi 2022: 11(1): 125-44. doi: 10.15408/sjie.v11i1.23334.
20) Amadeh H, Hamidian NA. Analysis of the inter-relationship between environmental quality, per capita income, and public health in Iran. Journal of Environmental and Natural Resource Economics 2020: 3(7):1-26. doi: 10.22054/eenr.2020.12486. [Persian]
21) Fatahi A, Mir SM, Sakhi F. Analyzing the relationship between economic growth, environmental quality and public health in OPEC member states: a panel data approach. Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research 2020; 51(4): 635-45. doi: 10.22059/ijaedr.2020.285332.668786. [Persian]
22) Ansarinasab M, Bidmal N. The impact of environmental pollutants emission (carbon dioxide) on life expectancy of men and women in Iran. IJHE 2023: 14(4); 747-62. [Persian]
23) https://data.worldbank.org. Last access: mar 3, 2025.
24) https://www.footprintnetwork.org. Last access: mar 3, 2025.
25) MohamadianMansour S, Golkhandan A. The interactive effect of good governance and oil rent on life expectancy in Iran. Quartery Journal of Management Strategies in Health System 2023; 8(2):144-60. [Persian]
26) Siche R, Pereira L, Agostinho F, Ortega E. Convergence of ecological footprint and emergy analysis as a sustainability indicator of countries: Peru as a case study. Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation 2010; 15(10): 3182-92. doi:10.1016/j.cnsns.2009.10.027.
27) Pata UK, Ertugrul HM. Do the Kyoto protocol, geopolitical risks, human capital, and natural resources affect the sustainability limit? a new environmental approach based on the LCC hypothesis. Resources Policy 2023; 81(26). doi:10.1016/ j.resourpol. 2023.103352.
28) Pata UK. Linking renewable energy, globalization, agriculture, CO2 emissions and ecological footprint in BRIC countries: a sustainability perspective. Renew Energy 2021; 173: 197-208. doi:10.1016/j. renene. 2021.03.125.
29) Aydın M, Pata UK. Are shocks to disaggregated renewable energy consumption permanent or temporary for the USA? wavelet based unit root test with smooth structural shifts. Energy 2020; 207: 1-30. doi:10.1016/ j.energy.2020.118245.
30) Pata UK, Wang Q, Kartal MT, Sharif A. The role of disaggregated renewable energy consumption on income and load capacity factor: a novel inclusive sustainable growth approach. Geoscience Frontiers 2024; 15(1): 1-11. doi: 10.1016/j.gsf.2023.101693.
31) Goffe WL. Wavelets in macroeconomics: an introduction. Computational Techniques for Econometrics and Economic Analysis 1994; 3: 137-49. doi. 10.1007/978-94-015-8372-5_8.
32) Wu TP, Wu HC. Causality between European economic policy uncertainty and tourism using wavelet-based approaches. Journal of Travel Research 2019; 58(8): 1347-56. doi. 10.1177/ 0047287518803204.
33) Sharma GD, Tiwari AK, Jain M, Yadav A, Erkut B. Unconditional and conditional analysis between covid-19 cases, temperature, exchange rate and stock markets using wavelet coherence and wavelet partial coherence approaches. Heliyon 2021; 7(2): 1-30. doi: 10.1016/ j.heliyon.2021.e06181.
34) Brassarote GON, Souza EM, Monico G. Non-decimated wavelet transform for a shift-invariant analysis. TEMA (São Carlos) 2018; 19 (1): 93-110. doi. 10.5540/tema.2018.019.01.0093.
35) Schleicher C. An introduction to wavelets for economists. Staff Working Papers From Bank of Canada: Canada, Ottawa. 2002: 1-41.
36) Daubechies I. Ten lectures on wavelets, Volume 61 of CBMS-NFS regional conference series in applied mathematics. 1992 June 15-22; Philadelphia, USA. Cambridge: Society for Industrial and Applied Mathematic; 1992: 1-377.
37) Gencay R, Gradojevic N, Selcuk, F, Whitcher B. Asymmetry of information flow between volatilities across time scales. Quantit Fin 2010; 10(8): 895-915. doi. 10.1080/14697680903460143.
38) Enders W, Lee J. The flexible fourier form and dickey-fuller type unit root tests. Economics Letters 2012; 117(1): 196-99. doi. 10.1016/j. econlet.2012. 04.081.
39) Omay T. Fractional frequency flexible fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing. Economics Letters 2015; 134(3): 123-26. 10.1016/j.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]
[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

econlet.2015.07.010.
40) Gallant AR. On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the fourier flexible form. Journal of Econometrics 1981; 15(2): 211-45. doi. 10.1016/0304-4076(81)90115-9.
41) Christopoulos DK, Leon-Ledesma MA. International output convergence, breaks, and asymmetric adjustment. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometric 2011; 15(3): 67-97. doi. 10.2202/ 1558-3708.1823.
42) Becker R, Enders W, Lee J. A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. Journal of Time Series Analysis 2006; 27(3): 381-409. doi:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x.
43) Granger CWJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica 1969; 37(3): 424-38. doi: 10.2307/ 1912791.
44) Toda HY, Yamamoto T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. Journal of Econometrics 1995; 66(1-2): 225-50. doi: 10.1016/0304-4076(94)01616-8.
45) Fareed Z, Salem S, Adebayo TS, Pata UK, Shahzad F. Role of export diversification and renewable energy on the load capacity factor in Indonesia: A Fourier Quantile Causality Approach. Frontiers in Environmental Science 2021; 9(28): 77-152. doi: 10.3389/ fenvs.2021.770152.
46) Nazlioglu S, Gormus NA, Soytas U. Oil prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): gradual-shift causality and volatility transmission analysis. Energy Economics 2016; 60(3): 168-75. doi:10.1016/j. eneco.2016.09.009.
47) Hatemi-J A, Uddin GS. Is the casual nexus of energy utilization and economic growth aymmetric in the US?. Economic Systems 2012; 36(3): 461-9. doi: 10.1016/j.ecosys.2011.10.005.
48) Lotfalipour M, Falahi M, Borji M. The effects of Health Indices on Economic Growth in Iran. Journal of Health Administration 2011; 14(46): 57-70. [Persian]
49) Okunola K, Okunola B, Adewuyi O. Effect of life expectancy on economy growth of high-income nations. Science Journal of Applied Mathematics and Statistics 2024; 12(5): doi: 10.13140/RG.2.2. 21093. 17120.
50) Hussein HA, Warsame AA, Ahmed MU, Abdullahi AM. Fostering economic growth in Somalia: the role of life expectancy and environmental degradation. Discov Sustain 2024; 5(1): 1-11. doi: 10.1007/s43621-024-00512-y.
51) Neofytidou A, Fountas S. The impact of health on GDP: a panel data investigation. The Journal of Economic Asymmetries 2020; 21: 1-31. doi: 10.1016/j.jeca.2019.e00139.
52) He L, Li N. The linkages between life expectancy and economic growth: some new evidence. Empirical Economics 2020; 58(5): 2381-402. doi: 10.1007/ s00181-018-1612-7.
53) Golkhandan A. Long-term impact of economic misery on the life expectancy in Iran. Health Research Journal 2019; 4(2): 104-11. doi: 10.29252/hrjbaq. 4.2.104. [Persian]
54) Taheri Bazkhane S, Karimzadeh M, Tahsili H. Investigating socio-economic factors affecting life expectancy in Iran. Economic Journal 2015; 15(1 and 2): 77-94. [Persian]
55) Khanzadi A, Jaliliyan S, Moradi S, Heidariyan M. Analyzing effects of environment quality improvement on life expectancy in Iran (based on economic approach). Journal of Environmental Science and Technology 2020; 1(22): 336-49. [Persian]
56) MosannenMozafari M, Sabuhi M. Environmental kuznets curve determination using simultaneous equation system: a case study of Iran. Journal of Environmental Science and Technology 2013; 3(15): 75-80. [Persian]
57) Fallahi F, Porebadallahan M, Sadeghi S, Shokri T. Economic growth and environment quality: new evidence using continuous wavelet. Economic Growth and Development Research 2022; 12(47): 37-52. doi: 10.30473/egdr.2020.49586.5499. [Persian]
58) Narayan PK, Narayan S. Carbon dioxide emissions and economic growth: panel data evidence from developing countries. Energy Policy 2010; 38(1): 661-6.
59) Pata UK, Samour A. Do renewable and nuclear energy enhance environmental quality in France? A new EKC approach with the load capacity factor. Progress in Nuclear Energy 2022; 149(21): 28-40. doi:10.1016/j.pnucene.2022.104249.
60) Aminzadeh K. Bakhtiari, S, Daei-Karimzadeh S. Investigating the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis and economic growth in Iran's industrial provinces based on the DOLS approach. Environment and Interdisciplinary Development 2022; 7(77): 87-63. doi: 10.22034/envj.2022.162892.
61) Moridian A, Yarmohammadian N, Motalebi M, Shadmehr A. The role of economic complexity in the ecological footprint: a review of the EKC hypothesis for Iran. JEPR 2021; 26(2): 153-79. doi:10. 52547/ jpbud.26.2.153.
62) Samadi S, Yarmohammadian N. Estimating environmental kuznets curve using fractional co-integration method. Iranian Energy Economics 2012; 2(5): 129-52.

Published by: Shahid Sadoughi University of Medical Sciences, www.mshsj.ssu.ac.ir CC BY-NC 4.0

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]

Manage Strat Health Syst

Research Article

Investigating the Causal Relationship between Environmental Sustainability, Economic Development, and Life Expectancy in Iran in Different Time Horizons: Wavelet Transform and Fourier Approximation Approach

Abolghasem Golkhandan [1], Sahebe Mohamadian Mansour [2*]

[1] Ph.D. of Public Sector Economics, School of Economics and Administrative, Lorestan University, Khoram Abad, Iran
[2] Assistants Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran

*** Corresponding Author:** Sahebe Mohamadian Mansour
sahebemansour@pnu.ac.ir

Citation: Golkhandan A, Mohamadian Mansour S. Investigating the Causal Relationship between Environmental Sustainability, Economic Development, and Life Expectancy in Iran in Different Time Horizons: Wavelet Transform and Fourier Approximation Approach. Manage Strat Health Syst 2025; 10(1): 29-49.

Received: January 25, 2025
Revised: June 06, 2025
Accepted: June 08, 2025

Funding: The authors have no support or funding to report.

Competing Interests: The authors have declared that no competing interest exist.

ABSTRACT

Background: In the past years, the speed of growth and economic development of countries has significantly increased the destruction of the environment, which has become a big problem for public health. In the development-environment-health triangle, economic development, environmental quality, and community health outputs can be positively and negatively related. On the other hand, this connection and the way if affects can be different in various short-term, medium-term, and long-term time horizons (frequencies). Based on this, the main purpose of this study was to empirically investigate the causal relationship between environmental sustainability, economic development, and health output in Iran in different time horizons.

Methods: This was a descriptive-analytical and applied study. It investigated the causal relationship between the inverse of load capacity factor (index of environmental degradation), per capita income (index of economic growth and development), and life expectancy (index of health output) in different time horizons from 1961 to 2022 using the time series data of Iran. The data used were collected from World Development Indicators of the World Bank. Also, wavelet transformation was conducted to analyze the main time series data for short-term, medium-term, and long-term periods. Estimating the causal relationship between variables was conducted using the Fourier Toda-Yamamoto (F-TY) test, and data analysis was performed using MATLAB $_{v24.1.0.2628055}$ and R $_{v4.5.0}$ software.

Results: In the short and medium term, there is a positive causal relationship between economic development and life expectancy, and in the long term, there is a two-way causal relationship between these two variables. The existence of a negative causal relationship from environmental destruction to life expectancy is also confirmed only in the long term; which shows that environmental degradation in the long term leads to a decrease in life expectancy through the aggravation of disease and the increase of health expenses. Moreover, in the short and medium term, there is a two-way positive causal relationship between economic development and environmental degradation, which is negative in the long term.

Conclusions: Since in many cases the causal relationship between the investigated variables is not the same in the short, medium, and long term, it is necessary to design and implement applied policies in the fields of economic development, environmental sustainability, and health promotion in each time horizon separately.

Keywords: Life expectancy, Environmental sustainability, Economic development, Wavelet transform, Fourier granger causality

Copyright: © 2025 The Author(s); Published by Shahid Sadoughi University of Medical Sciences. This work is licensed under a Creative Commons Attribution Non-Commercial 4.0 International license (https://creativecommons. org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

[Downloaded from mshsj.ssu.ac.ir on 2026-11-18]

[DOI: 10.18502/mshsj.v10i1.18937]