Journal of Environmental and Natural Resource Economics
Volume 4, Number 11, Spring 2025, pp. 5-28
Jiee.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/EENR.2025.61290.159

Original Research
Received: 9/June/2021
Accepted: 12/June/2025
ISSN: 2538-4791
eISSN: 2538-483X

Investigating the Effect of Poverty on Environmental Quality in Developing Countries

Hamid Amadeh * Associate Professor of Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Sajad Sadeghi Master of Environmental Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Abstract

Introduction

Attention to the environment and pollution caused by human activities is receiving more and more attention, due to the impact it has on people's lives and well-being. This attention, the laws enacted in this area, and the level of compliance with the laws enacted have a significant relationship with the income of countries worldwide.

The issue of poverty and environmental protection are both complex issues that have different dimensions and both have a great impact on the quality of life of the people, and it is because of these complexities that policymaking in this area becomes difficult. For this reason, studying it can reveal the connection between these two sectors and provide a lot of information to policymakers in this sector. This issue becomes more important, because a large part of the people who are economically vulnerable usually live in areas that are under various environmental pressures.

Theoretical Framework

Ravallion (2015) in his book The Economics of Poverty states that poverty exists in a given society when individuals in the society have not achieved a minimum reasonable amount of economic well-being commensurate with the standards of the society. Criteria of measuring the poverty vary in different societies, and therefore it is difficult to examine it globally. To solve this problem, economists have sought to create criteria that can be used globally. To measure poverty, cannot rely on a single unit of measurement, but several measures must be used. However, because there is a need for a criterion for measuring poverty, the one dollar a day line has been used as the basis for measurement, based on which approximately one billion of the poorest people in the world can be identified.

To further refine the classification, the World Bank has developed new standards for poverty for those living in middle-and high-income countries. These poverty

* Corresponding Author: amadeh@gmail.com
How to Cite: Amadeh, H., Sadeghi, S. (2025). Investigating the Effect of Poverty on Environmental Quality in Developing Countries. Journal of Environmental and Natural Resource Economics, 11(5), pp. 5-28.

lines are set at $3.2 per day for lower-middle-income countries, $5.5 per day for high-middle-income countries, and $21.7 per day for high-income countries.

Environmental Kuznets Curve

Various theories and reasons have been put forward in explaining the EKC. According to one theory based on the Solow growth model, the EKC can represent three stages of the development process, in such a way that: 1) in the first stage, most of the production is related to the agricultural sector, which is relatively less polluting. 2) in the next stage of development, the production of heavy industries increases, which cause relatively high pollution, and then 3) the production of industries with advanced technology and services dominate over other sectors, which produce relatively lower levels of pollution.

Methodology

Many economic relationships involve dynamic processes. Dynamic models in the framework of panel data are very popular in labor economics, development economics, and macroeconomics in general. Including the lag of the dependent variable as independent variable provides dynamic adjustment in an econometric model. At the same time, the lag of the dependent variable is associated with cross-sectional special effects and can cause the endogeneity problem. The endogeneity problem may cause inconsistency of OLS estimators. The use of instrumental variable (IV) methods or the GMM method allows for consistent parameter estimation for limited time-period data with large cross-sections. Among these estimators, the GMM system estimator has become increasingly popular. This is because it provides efficient inference using minimal statistical assumptions.

The GMM method is used when the number of sections is greater than or equal to the number of time periods. Also, the number of instruments should be less than the number of groups. There are several tests to check the suitability of using this method. Serial correlation test of regression residuals, such that in GMM estimation, error terms can have first-order serial correlation (AR (1)) and not have second-order serial correlation (AR (2)). The Sargan and Hansen test tests the validity of the instruments used in the estimation, which if the null hypothesis is rejected, the instrumental variables used in the model are valid. The research model is based on the research of Marson and Subramaniam (2019). According to previous research, we predict that the estimated coefficient related to poverty will be positive. In this study, according to the research of Rizek and Slimin (2018), the per capita valueadded variable of the industrial sector and also considering the importance and impact of the unemployment variable, this variable is also added to the model and it is examined whether these two variables have an effect on environmental degradation.

Results

According to the results of the stationarity test, the null hypothesis of the existence of a unit root for all variables has been rejected at the 99% confidence level, indicating that the variables under study are stationary.

According to the results of the estimates, the effect of poverty on environmental degradation is significant. Based on the results in the model with the dependent variable of ecological footprint, the estimated coefficient of the poverty variable is 0.021 and in the model with the dependent variable of per capita carbon dioxide emissions, it is 0.05. This means that a one percent increase in the population below the poverty line in the first model leads to a 0.021 percent increase in environmental degradation and in the second model to a 0.05 percent increase in carbon dioxide emissions. The reason for this difference in the coefficient in the case where the dependent variable is the ecological footprint and the estimate that per capita carbon dioxide emissions are the dependent variable may be that, given that the ecological footprint includes a wider range of pollutants and environmental destructors, some of the activities that lead to the production of these pollutants may have a different impact on poverty and the outcome of these effects may be different from the case where we only examine the per capita effect of carbon dioxide production.

Keywords: Poverty; Environmental Degradation; Generalized Method of Moments (GMM); Ecological Footprint

JEL Classification: I32 , Q56 , O15 , Q01

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۲۲

ISSN: ۲۵۳۸-۴۷۹۱

eISSN: ۲۵۳۸-۴۸۳X

- فصلنامه محیط زیست و منابع طبیعی ---
سال ۵، شماره ۱۱، بهار ۱٤۰٤، صفحات ۵-۲۸
Jiee.atu.ac.ir
DOI: http://dx.doi.org/10.22054/EENR.2025.61290.159

بررسی اثر فقر بر کیفیت محیط زیست در کشور های در حال توسعه

حمید آماده * دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

سجاد صادقی دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد محیط زیست، تهران، ایران.

چکیده

رابطه بین فقر و تخریب محیط زیست به علت اهمیت و ابعاد مختلف آن از سال‌ها قبل مورد توجه پژوهشگران، فعالان محیط زیست، سیاست‌گذاران و فعالان اجتماعی بوده است. پژوهش‌های گوناگونی برای بررسی اشکال مختلف تأثیر این دو پدیده بسیار مهم بر یکدیگر انجام شده و نظرات متفاوتی در مورد تأثیرگذاری و تأثیرپذیری آن‌ها از یکدیگر ارائه شده است. نظریات متفاوتی در زمینهٔ تأثیر فقر بر تخریب محیط زیست وجود دارد. برخی از نظریه‌ها فقرا را به علت تنگدستی، ناخواسته عامل تخریب محیط زیست می‌دانند؛ درحالی‌که برخی دیگر قدرتمندان و ثروتمندان را عامل اصلی تخریب محیط زیست به حساب می‌آورند. در این مقاله با استفاده از چارچوب فرضیه منحنی محیط زیستی کوزنتس به بررسی تأثیر سهم جمعیتی که زیر خط فقر زندگی می‌کنند، بر انتشار آلاینده دی‌اکسیدکربن و ردپای زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه پرداخته شده است. همچنین با توجه به ادبیات موضوع متغیرهای مرتبط نیز برای بررسی اثر آن‌ها به الگو وارد شدند. داده‌ها دارای ساختار پنل دیتا هستند و محدوده سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ را شامل می‌شوند. برای برآورد تجربی الگو از روش GMM استفاده شد. نتایج برآوردها تأییدکنندهٔ اثر فقر بر تخریب محیط است.

کلیدواژه‌ها: فقر، تخریب محیط زیست، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، ردپای اکولوژیکی

طبقه‌بندی JEL: Q01 , O15 , Q56 , I32

* نویسنده مسئول: amadeh@gmail.com

۱. مقدمه

توجه به محیط زیست و آلودگی ناشی از فعالیت‌های بشر با توجه به اثری که بر زندگی افراد و رفاه آنان دارد، روزبه‌روز بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. این توجه و قانون‌های وضع‌شده در این حوزه و میزان عمل به قوانین وضع‌شده ارتباط معناداری با میزان درآمد کشورها در سطح جهان دارد؛ اما چون بسیاری از مسائل مربوط به محیط زیست ماهیت منطقه‌ای و جهانی دارند و بدون همکاری متقابل منطقه‌ای یا جهانی امکان مقابله با این مسائل وجود ندارد، همکاری‌های زیادی در سطح جهان برای مقابله با مشکلات زیست‌محیطی به وجود آمده است.

مسئله فقر و حفظ محیط زیست و پاک‌سازی آن هر دو مسائلی پیچیده هستند که ابعاد مختلفی دارند و هردو اثرگذاری زیادی بر کیفیت زندگی افراد جامعه می‌گذارند و به دلیل همین پیچیدگی‌هاست که سیاست‌گذاری در این حوزه سخت می‌شود. به همین دلیل بررسی آن می‌تواند ارتباط موجود بین این دو بخش را آشکار کند و اطلاعات زیادی در اختیار سیاست‌گذاران این بخش قرار دهد. این موضوع از اینجا اهمیت دوچندان پیدا می‌کند که بخش زیادی از افرادی که از لحاظ اقتصادی آسیب‌پذیر هستند، معمولاً در مناطقی که به لحاظ محیط زیستی تحت فشارهای مختلف است، زندگی می‌کنند.[۱] منظور از بیان این مسئله این نیست که ثروتمندان اقدام به تخریب محیط زیست نمی‌کنند و یا اینکه تخریب محیط زیست مختص افراد فقیر جامعه است. نکته قابل توجه اما این است که در بسیاری از جوامع، فقیرترین افراد در نقاطی زندگی می‌کنند که از لحاظ زیست‌محیطی وضعیتی ناپایدار دارند. همچنین در سطح جهان فقیرترین کشورها با مشکلات شدید زیست‌محیطی مواجه هستند. این شواهد زمینه تحلیل و بررسی رابطه بین فقر و کیفیت محیط زیست را فراهم می‌کنند. بر این اساس هدف این پژوهش بررسی این موضوع است که آیا فقر اثر معناداری بر کیفیت محیط زیست و انتشار آلودگی‌ها دارد یا خیر.

---

۱. در ذیل برای نمونه چند پژوهش به‌عنوان نمونه آورده شده است که نتایج این پژوهش‌ها بیانگر تخریب محیط زیست در فقیرترین مناطق است:

1) Muhammad Awais Baloch, et al (2020)
2) Kassa, et al (2018)
3) Godslove, et al (2018)
4) Taiwo (2024)

برای بررسی این موضوع داده‌های فقر مربوط به درصدی از مردم که روزانه کمتر از ۵/۵ دلار در روز درآمد دارند و تولید آلاینده CO2 مورد استفاده قرار گرفت. متأسفانه داده‌های مربوط به فقر با توجه به ماهیتشان که معمولاً توسط سرشماری حساب می‌شوند به‌طور کامل وجود ندارد. برای بررسی موضوع مورد مطالعه کشورهایی انتخاب شدند که داده‌های کامل‌تری از آن‌ها وجود داشت. برای این منظور از داده‌های پنل دیتا مربوط به ۲۹ کشور بین سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۶ استفاده شد.

برای پاسخ به پرسش ذکرشده این پژوهش بدین‌گونه سازمان‌دهی شده است: در ادامه و در بخش دوم مبانی نظری رابطه بین فقر و کیفیت محیط زیست و پیشینه تحقیق ارائه شده است. در بخش سوم روش‌شناسی مقاله، داده‌ها و الگوی مورد استفاده معرفی شده است و در بخش چهارم نتایج برآورد الگو و در بخش آخر مقاله نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه شده‌اند.

۲. مبانی نظری

راوالیون[1] (۲۰۱۵) در کتاب اقتصاد فقر بیان می‌کند که فقر زمانی در یک جامعه مشخص وجود دارد که فرد یا افرادی از جامعه به حداقل مقدار منطقی رفاه اقتصادی متناسب با استانداردهای جامعه دست‌نیافته باشند. با توجه به این تعریف معیار اندازه‌گیری فقر در جوامع مختلف متفاوت است و به همین دلیل بررسی آن در سطح جهان مشکل است. برای حل این مشکل اقتصاددانان به دنبال ایجاد معیارهای قابل استفاده در سطح جهان پرداخته‌اند. برای سنجش فقر نمی‌توان به یک واحد سنجش تکیه کرد بلکه باید چندین واحد سنجش را در کنار یکدیگر مورد استفاده قرار داد؛ اما چون نیاز به وجود یک معیار برای سنجش فقر وجود دارد خط یک دلار در روز به‌عنوان مبنای سنجش قرار گرفته است که براساس آن تقریباً یک میلیارد نفر از فقیرترین مردم جهان را می‌توان شناسایی کرد. البته این خط بیان‌گر بالاترین سطوح است و به همین علت نیاز به چندین سنجه وجود دارد. خط یک دلار در روز براساس نمونه‌ای از ۲۲ خط فقر ملی براساس مطالعه راوالیون و همکاران (۱۹۹۱) شکل گرفت. راوالیون و همکاران (۲۰۰۹) براساس مجموعه‌ای جدیدتر از داده‌ها و همچنین تبدیل مقادیر به برابری قدرت خرید (PPP)[2] خط فقر را ۱/۲۵ دلار سال ۲۰۰۵ در روز برآورد کردند. با تطبیق این خط با داده‌های جدیدتر و تورم کشورهای

1. Ravallion
2. Purchase power parity

با درآمد پایین، خط فقر جدید در سال ۲۰۱۱ معادل ۱/۹ دلار در روز در نظر گرفته شد. زندگی با ۱/۹ دلار در روز در کشورهای توسعه‌یافته شاید غیرممکن باشد؛ اما ۱۰/۷ درصد از جمعیت جهان با این وضعیت روبه‌رو هستند. این افراد در وضعیتی زندگی می‌کنند که بانک جهانی آن را فقر مطلق می‌نامد.

برای طبقه‌بندی دقیق‌تر، بانک جهانی استانداردهای جدیدی برای خط فقر برای کسانی که در کشورهای با درآمد متوسط و بالا زندگی می‌کنند تهیه کرده است. این خط‌های فقر برای کشورهای با درآمد متوسط رو به پایین ۳/۲ دلار در روز و برای کشورهای با درآمد متوسط رو به بالا ۵/۵ دلار در روز و برای کشورهای با درآمد بالا، ۲۱/۷ دلار در روز تعیین شده‌اند.

در گزارش سالانه توسعه جهان در سال ۱۹۹۲ بیان شده است که کاهش فقر که از نظر اخلاقی از اهداف توسعه پایدار است؛ در عین حالی که پیش‌نیاز آن نیز هست. فقرا هم عامل و هم قربانی خسارت‌های زیست‌محیطی هستند. حدود نیمی از جمعیت فقیر دنیا در نواحی روستایی زندگی می‌کنند که از لحاظ زیست‌محیطی شکننده‌اند و به منابع طبیعی برای ادامه زندگی متکی هستند. کشاورزانی که زمین ندارند اقدام به بهره‌برداری از مناطق نامناسب با شیب تند در دامنه تپه‌های مستعد فرسایش و نواحی نیمه خشکی که در آن فرسایش خاک شدید است و جنگل‌های استوایی می‌کنند. نکته مهم این است که برداشت محصول در این زمین‌های پاک‌سازی‌شده، مرتباً کاهش پیدا می‌کند. فقرا معمولاً به‌عنوان بزرگ‌ترین خطرهای محیط زیست معرفی می‌شوند، هرچند به دلیل فقر آسیب‌پذیرترین افراد در مقابل این خطرها هستند. این شرایط به این دلیل نیست که خانواده‌های فقیر افق دید کوتاهی دارند. جوامع فقیر اغلب نظام اخلاقی قوی برای مراقبت از زمین‌های قبیله‌ای (سنتی) خود دارند؛ اما منابع محدود و شکننده، حقوق مالکیت ضعیف و تعریف‌نشده، دسترسی محدود به بازارهای اعتبار و بیمه، جلوی سرمایه‌گذاری آنان در محیط زیست آنچنان‌که باید را می‌گیرد. درنتیجه این شرایط خانواده‌های فقیر اغلب دنبال سرمایه‌گذاری‌های زودبازده و کوتاه‌مدت هستند.

کوزنتس[1] (۱۹۵۵) فرضیه‌ای را بیان کرد که طبق آن در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد ابتدا افزایش می‌یابد، سپس در محدوده معینی ثابت می‌ماند و پس

1. Kuznets

از آن کاهش می‌یابد؛ به عبارت دیگر شکل رابطه درآمد سرانه به‌عنوان شاخصی از مسیر توسعه اقتصادی جامعه و نابرابری درآمد به شکل U وارونه است. این شکل بعدها منحنی کوزنتس نامیده شد. در سال‌های بعد مفهوم منحنی کوزنتس در دیگر قلمروهای اقتصادی به کار گرفته شد؛ ازجمله آن بررسی ارتباط بین سطح کیفیت محیط زیست و میزان درآمد سرانه است که به منحنی محیط زیستی کوزنتس[1] معروف شده و به اختصار EKC نامیده می‌شود (استرن[2] و همکاران، ۱۹۹۶). در توضیح EKC نظریه‌ها و دلایل مختلفی بیان شده است. طبق یک نظریه که مبتنی بر الگوی رشد سولو است، EKC می‌تواند بیان‌گر سه مرحله از روند توسعه باشد، به شکلی که: ۱) در مرحله اول بیشتر تولیدات مربوط به بخش کشاورزی است که به نسبت آلودگی کمتری دارد. ۲) در مرحله بعدی توسعه، تولید صنایع سنگین افزایش پیدا می‌کند که به‌طور نسبی باعث آلودگی بالایی می‌شوند و سپس ۳) تولید صنایع با فنّاوری پیشرفته و خدمات بر سایر بخش‌ها غالب می‌شوند که به نسبت سطح پایین‌تری از آلودگی را تولید می‌کنند.

معادله تجربی EKC می‌تواند اشکال متفاوتی داشته و متغیرهای اقتصادی و اجتماعی مختلفی را شامل شود. یک حالت کلی EKC به صورت ساده و خلاصه به صورت ذیل قابل بیان است:

$$Y_{it} = a_i + \beta 1 X_{it} + \beta 2 X^2_{it} + \beta 3 X^3_{it} + \beta 4 Z_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن Y متغیر مربوط به کیفیت محیط زیست و تنش‌های زیست‌محیطی یا تولید و انتشار آلاینده‌های متفاوت، X متغیر درآمد ملی یا GDP[3] سرانه و نماینده رشد اقتصادی و Z نماینده سایر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی است که بر کیفیت محیط زیست تأثیر می‌گذارند. از نظر شکل تابعی EKC می‌تواند شکل‌های متنوعی داشته باشد. الگوی بالا به شکل درجه ۳ در نظر گرفته شده است. این در حالی است که اغلب شکل تابعی EKC چندجمله‌ای درجه دو در نظر گرفته می‌شود. شکل‌های مختلف تابعی منحنی محیط زیستی کوزنتس با توجه به مقدار ضریب توان‌های مختلف متغیر X تعیین می‌شود. برای مثال اگر $\beta_1>0$ و $\beta 2<0$ و $\beta_3= 0$ باشد، EKC درجه ۲ بوده و به شکل U معکوس خواهد بود.

1. Environmental Kuznets Curve
2. Stern
3. Gross domestic product

۳. پیشینهٔ پژوهش

شریفی‌نیا و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی در بخش شیب آب شهرستان زابل با بررسی میدانی برای بررسی عملکرد انسان بر تخریب محیط زیست به این نتایج رسیدند که سطح پایین تحصیلات خانوار روستایی، بالا بودن بعد خانوار عامل فقر اجتماعی و بازدهی کم مراتع کم بودن فرصت‌های شغلی، کم بودن متوسط درآمد خانوارهای روستایی عامل فقر اقتصادی خانوارهای استفاده‌کننده از مراتع بوده است. این عوامل سبب شده تا روستاییان از طرفی به نگهداری بیش‌ازحد دام در فضای محدود مراتع بپردازند و از طرف دیگر با کندن بوته‌ها که می‌توانند در افزایش عمر و بهبود مراتع مؤثر باشند و جلوی فرسایش خاک را بگیرند، باعث شوند تا شدت تخریب مراتع و فرسایش خاک بیشتر شود؛ به عبارت دیگر فقر اجتماعی و اقتصادی روستاییان از راه عملکرد غیرمستقیم (نگهداری دام بیشتر از ظرفیت مراتع) و از راه عملکرد مستقیم (بوته‌کنی به‌منظور ایجاد آغل، تأمین سوخت و فروش) باعث تخریب محیط زیست شوند.

ساداتی[1] و همکاران (۲۰۰۸) در مقاله کاهش فقر و توسعه پایدار این موضوع را بیان می‌کنند که ۷۰ درصد از خانواده‌های فقیر در بخش کشاورزی فعالیت می‌کنند که یک ارتباط قوی بین فقر و بخش کشاورزی را تأیید می‌کند. بر این اساس و با توجه به این نکته که بخش کشاورزی در زمینه‌های مختلف ارتباط تنگاتنگی با محیط زیست دارد، فقر می‌تواند بر کیفیت محیط زیست مؤثر باشد.

اسداللهی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش خود به بررسی رابطه تخریب محیط زیست و فقر پرداخته و نتیجه‌گیری می‌کنند که فقر و تخریب محیط زیست با یکدیگر ارتباط مستقیمی داشته و با افزایش فقر تخریب محیط زیست نیز افزایش می‌یابد. همچنین بیان می‌کنند که این رابطه به‌صورت یک چرخه عمل کرده و تا فقر در جوامع کاهش نیابد محیط زیست در این جوامع وضعیت بهتری پیدا نخواهد کرد.

عزیزی و پوراصغر (۱۴۰۱) به‌منظور ارائه شواهد تجربی، رابطهٔ شاخص عملکرد محیط زیستی کشورها با نسبت جمعیت زیر خط فقر ملی بررسی شد. شاخص عملکرد محیط زیستی به‌عنوان متغیر وابسته و نسبت جمعیت زیر خط فقر ملی به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شد و گروه‌بندی درآمدی بانک جهانی نیز به‌منزلهٔ شاخصی از توزیع درآمد جهانی

1. Sadati

به کار رفت. نتایج تجربی نشان داد رابطهٔ میان فقر و عملکرد محیط زیستی معکوس و معنادار است؛ به گونه‌ای که کاهش فقر با بهبود عملکرد محیط زیستی کشورها همراه می‌شود. بررسی این رابطه براساس سطوح مختلف درآمدی نیز نشان داد این ارتباط در کشورهای کم‌درآمد معنادار و قابل توجه است، درحالی‌که در کشورهای با درآمد متوسط و بالا تضعیف شده و در کشورهای پردرآمد عملاً مشاهده نمی‌شود. این تفاوت را می‌توان به ماهیت تخریب محیط زیست در کشورهای کمتر توسعه‌یافته و وابستگی مستقیم آن‌ها به منابع طبیعی، در مقابل تخریب غیرمستقیم، برون‌سپاری آلودگی و محدودیت‌های شاخص‌های موجود در انعکاس عملکرد واقعی کشورهای توسعه‌یافته نسبت داد.

افقه و همکاران (۱۴۰۴) پژوهشی با هدف تحلیل فضایی اثر فقر بر کیفیت محیط زیست استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۹–۱۳۹۰ انجام دادند. بدین‌منظور، با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی، شاخص ترکیبی تخریب محیط زیست بر پایه شش مؤلفه اصلی استخراج و سپس اثر فقر بر این شاخص در چارچوب الگوی داده‌های پانل فضایی و با لحاظ کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد فقر تأثیر مثبت و معناداری بر تخریب محیط زیست دارد و این اثر علاوه بر استان مبدأ، از طریق سرریزهای فضایی به استان‌های مجاور نیز منتقل می‌شود. در مقابل، افزایش درآمد سرانه و بهبود کیفیت نهادی موجب کاهش معنادار تخریب محیط زیست در سطح محلی و منطقه‌ای می‌شود، درحالی‌که قیمت انرژی و مقررات بازدارنده اثری مثبت و معنادار بر شاخص تخریب محیط زیست دارند. بر این اساس، سیاست‌های فقرزدایی و ارتقای کیفیت نهادی، افزون بر آثار محلی، منافع محیط زیستی فرامنطقه‌ای نیز به همراه خواهند داشت.

دورایاپاه[1] (۱۹۹۸) در مقاله فقر و کاهش کیفیت محیط زیست مسئله ارتباط بین فقر و از بین رفتن منابع طبیعی را بیان کرده است. در این زمینه گروه غالب معتقدند که فقر علت اصلی تخریب محیط زیست است و سیاست‌گذاران اگر می‌خواهند مسائل زیست‌محیطی را حل کنند، ابتدا باید به دنبال حل مشکل فقر باشند. گروه دیگر عقیده دارند که این فکر که رابطه مستقیمی میان فقر و تخریب محیط زیست وجود دارد، ساده‌انگارانه است و همبستگی بین این دو مسئله به شبکه پیچیده‌ای از عوامل متفاوت بستگی دارد. همچنین وی به این نتیجه می‌رسد که اولاً فقر یکی از عوامل تخریب محیط زیست است، مشروط به

1. Duraiappah

اینکه سایر گروه‌ها باعث تخریب محیط زیست نشوند و همچنین شکست بازار یا شکست نهادی وجود نداشته باشد. دوماً افراد ثروتمند و قدرتمند نیز به‌طور مشروط باعث تخریب محیط زیست می‌شوند. آن‌ها در شرایط شکست نهادی و شکست بازار می‌توانند باعث تخریب محیط زیست شوند و البته این حقیقت وجود دارد که خود آن‌ها نیز می‌توانند باعث به وجود آمدن نوعی از شکست نهادی شوند. بر این اساس از دیدگاه سیاست‌گذاری دو شرط بنیادی همیشه باید برقرار باشد. اول اینکه شکست نهادی و شکست بازار اصلاح شوند و دوم اینکه گروهی که دست به کارهای تخریب می‌زنند برای پایان آن تشویق شوند و مشوق‌هایی به آنان داده شود.

هیلتون[1] (۲۰۰۶) در مقاله فقر و پاک‌سازی آلودگی به این نتیجه رسید که فقر ممکن است مرحله گذار (به تولید آلودگی کمتر) را به تأخیر بیندازد، ولی از آن جلوگیری نمی‌کند. بیشتر از ۵ میلیارد نفر در کشورهای با درآمد پایین و متوسط رو به پایین زندگی می‌کنند. با وجود اینکه ممکن است آن‌ها نتوانند به اندازهٔ کشورهای ثروتمند محیط زیستشان را پاک‌سازی کنند، اما می‌توان انتظار داشت قبل از اینکه توسعه‌یافته شوند بازسازی محیط زیست را آغاز کنند.

نایاک[2] (۲۰۱۰) در تحلیل کاهش کیفیت محیط زیست و فقر در نواحی روستایی هند به این نتیجه رسید که از آنجا که فقیرترین فقرا نیازهای زندگی خود را از منابعی چون جنگل‌ها، رودخانه‌ها و دریاچه‌ها و سایر منابع محیط زیستی تأمین می‌کنند، افزایش شیوع فقر مطمئناً می‌تواند باعث حمله آنان به طبیعت شود و کاهش کیفیت محیط زیست بدون شک بر آنان اثر خواهد گذاشت.

مارسون و سابرامانیام[3] (۲۰۱۹) بیان می‌کنند کیفیت محیط زیست در اکثر کشورهای جهان رو به کاهش است. با توجه به اینکه فقر ویژگی اصلی اکثر کشورهای در حال توسعه است، تأثیر فقر در وخیم شدن محیط زیست با استفاده از داده‌های پانل و با استفاده از روش GMM[4] مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌ها نشان داد، فقر، یکی از منابع عمده آسیب‌های زیست‌محیطی است؛ بنابراین تلاش برای کاهش تخریب محیط زیست باید به اندازه کافی

1. Hilton
2. Nayak
3. Masron and Subramaniam
4. Generalized Method of Moments

جامع باشد و اولویت سیاست‌های زیست‌محیطی باید در وهله اول با هدف کاهش فقر باشد. تلاش‌های حمایتی برای بهبود کیفیت محیط باید همراه با کاهش فقر به‌گونه‌ای آغاز شود که به پایداری محیط زیست کمک کند.

بورکی[1] و همکاران (۲۰۲۱) نیز در پژوهش خود به بررسی ادبیات و پژوهش‌های انجام‌شده در مورد موضوع ارتباط فقر و تخریب محیط زیست پرداختند. در این پژوهش با رویکرد مرور کتاب‌سنجی، ادبیات موجود درباره رابطهٔ تخریب محیط زیست و فقر را بررسی و جمع‌بندی کرده است. بدین‌منظور، ۱۷۵ مقالهٔ علمی ـ پژوهشی منتشرشده در بازهٔ زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۲۰ از پایگاه Web of Science استخراج و با استفاده از نرم‌افزار VOSviewer تحلیل شدند. نتایج این مرور نشان می‌دهد که علی‌رغم گستردگی مطالعات، توجه اندکی به تأثیر تخریب محیط زیست بر افزایش فقر در کشورهای فقیر و در حال توسعه شده است. همچنین چهار خوشهٔ موضوعی اصلی شناسایی شد که مسیرهای اثرگذاری تخریب محیط زیست بر فقر را تبیین می‌کنند. تحلیل متن مقالات نیز نشان داد برخی مؤلفه‌های محیط زیستی نقش مهمی در افزایش اخیر فقر جهانی داشته‌اند. در نهایت، پژوهش پیشنهاد می‌کند برای تقویت شواهد علمی در این حوزه، از پایگاه‌های داده متنوع‌تری در مطالعات آینده استفاده شود.

راکشید[2] و همکاران (۲۰۲۳) به صورت تجربی اثرات فقر و شهرنشینی بر تخریب محیط زیست را در ۴۳ کشور آفریقای زیرصحرا طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نوآوری اصلی پژوهش در تحلیل وجود اثرات غیرخطی فقر و شهرنشینی بر تخریب محیط زیست نهفته است. در این راستا، مجموعه‌ای از متغیرهای نهادی و جمعیتی برای تبیین پویایی‌های میان فقر، شهرنشینی و تخریب محیط زیست در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد افزایش شکاف فقر به‌طور معناداری به تشدید تخریب محیط زیست در کشورهای مورد مطالعه منجر می‌شود. همچنین شواهدی از وجود رابطهٔ غیرخطی میان فقر و تخریب محیط زیست به دست آمده است. یافته‌های پژوهش بر ضرورت تدوین سیاست‌های محیط زیستی کارآمد با مشارکت دولت‌ها، نهادها، پژوهشگران، سازمان‌های مردم نهاد و شهروندان تأکید دارد.

1. Burki
2. Rakshit

٤. روش‌شناسی

بسیاری از روابط اقتصادی شامل فرایندهای تنظیم پویا هستند. الگوهای پویا در چارچوب داده‌های پنلی در اقتصاد کار، اقتصاد توسعه و به‌طورکلی اقتصاد کلان بسیار محبوب است. گنجاندن وقفه متغیر وابسته به‌عنوان یک متغیر، تنظیم پویا را در یک الگوی اقتصادسنجی فراهم می‌کند. در عین حال وقفه متغیر وابسته با اثرات ویژه مقاطع در ارتباط است و می‌تواند باعث مشکل درون‌زایی شود. مسئله درون‌زایی ممکن است باعث ناسازگاری برآوردگرهای LS[1] شود. استفاده از روش‌های متغیر ابزاری (IV)[2] یا روش (GMM)، برآورد پارامتر سازگار برای داده‌های با دوره زمانی محدود و دارای مقاطع بزرگ را امکان‌پذیر می‌کند. در بین این برآوردگرها برآوردگر سامانه‌ای GMM به‌طور فزاینده‌ای محبوب شده است. این امر به این دلیل است که با استفاده از حداقل فرضیات آماری، استنتاج کارا ارائه می‌دهد. به همین دلیل نیز در این پژوهش از روش GMM استفاده شده است. معادله کلی معادلات پنل دیتا پویا به صورت رابطه (۲) است:

$$Y_{it} = \phi_0 + \sum_{j=}^{p} \phi_j \, y_{i,t-j} + x'_{it}\beta + u_{it} \qquad (۲)$$

روش GMM سامانه‌ای: الگوی آرلانو ـ باند (۱۹۹۱) بیشتر توسط آرلانو و بوور[3] (۱۹۹۵)، آن و اشمیت[4] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[5] (۱۹۹۸) گسترش یافته است تا بتواند پارامترهای بزرگ خودرگرسیون و نسبت زیاد واریانس اثرات مخصوص مقاطع به واریانس خطای سایر متغیرها را جای دهد. بلوندل و باند (۱۹۹۸) از استفاده از شروط اضافی گشتاور براساس محدودیت‌های مانایی که جز ویژگی‌های سری زمانی داده‌هاست، همان‌طورکه توسط آرلانو و بوور (۱۹۹۵) پیشنهاد شده است، دفاع کردند. آن‌ها یک روش GMM سامانه‌ای پیشنهاد می‌کنند که از شروط گشتاور براساس معادلات سطح به همراه شرایط معمول متعامد بودن گفته شده توسط آرلانو و باند استفاده می‌کند. اصلاح آن‌ها روی برآوردگر شامل سطوح وقفه و همچنین وقفه تفاضل‌هاست. برای بحث در مورد روش GMM سامانه‌ای، الگوی (۳) را می‌توان در نظر گرفت:

1. Least squares
2. Instrumental Variables
3. Arellano and Bover
4. Ahn and Schmidt
5. Blundell and Bond

$$y_{it} = \phi_1 y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \mu_i + \varepsilon \quad (۳)$$

در معادله (۳) X_{it} بردار حاوی مقادیر معاصر و وقفه‌های متغیر توضیحی است. الگوی داده‌های پانل پویا در معادله بالا بیانگر تعادل بلندمدت و پویایی کوتاه‌مدت است. خطاهای ایدیوسینکراتیک از محدودیت گشتاور شرطی ذیل پیروی می‌کنند:

$$E(\varepsilon_{it} | y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,-1}; x_{i0}, x_{i1}, \dots x_{it}; \mu_{it}) = 0, \ t = 1, 2, \dots, T \quad (۴)$$

تفاضل اول معادله بالا عبارت است از:

$$\Delta y_{it} = \phi_1 \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

شروط گشتاورهای غیرشرطی عبارتند از:

$$E\left((y_{i0}\ y_{i1} \dots y_{i,t-2})' \Delta \varepsilon_{it}\right) = 0 \quad (۶)$$
$$E\left((x_{i0}\ x_{i1} \dots x_{i,t-1})' \Delta \varepsilon_{it}\right) = 0$$

اندرسون و هسیائو[1] (۱۹۸۱) از برآوردگرهای IV ساده برای الگوی AR (۱) در یک چارچوب چند متغیره استفاده کردند. آرلانو و باند (۱۹۹۱) از برآوردگرهای GMM در این چارچوب استفاده می‌کنند. آهن و اشمیت (۱۹۹۵) مجموعه‌ای اضافی از شروط غیرخطی گشتاور – ۳T را پیشنهاد می‌کنند:

$$E((\mu_i + \varepsilon_{it})\Delta \varepsilon_{it}) = 0, t = 3, \dots, T \quad (۷)$$

بلوندل و باند (۱۹۹۸) از تغییرات وقفه متغیر به‌عنوان ابزار برای سطح فعلی و شروط گشتاور اضافی تحت فرضیات زیر استفاده می‌کنند:

$$E(\Delta y_{it} | \mu_i) = 0 \quad (۸)$$
$$E(\Delta x_{it} | \mu_i) = 0$$

به صورتی که:

$$E\left((y_{i0}\ y_{i1} \dots y_{i,t-2})' (\mu_i + \Delta \varepsilon_{it})\right) = 0 \quad (۹)$$
$$E\left((x_{i0}\ x_{i1} \dots x_{i,t-1})' (\mu_i + \Delta \varepsilon_{it})\right) = 0$$

1. Anderson and Hsiao

برآوردگر GMM سامانه‌ای شامل مجموعه‌ای از محدودیت‌های اضافی در شروط اولیه فرآیند تولید y است. الگوی توسعه‌یافته توسط هسیاو و همکاران (۲۰۰۲) از روش برآورد حداکثر درستنمایی با داده‌های تفاضل گرفته شده که محدودیت کمتری را با فرض نرمال بودن توزیع خطاهای idiosyncratic نیاز دارد، استفاده می‌کند.

روش GMM زمانی استفاده می‌شود که تعداد مقاطع از دوره‌های زمانی بیشتر و یا مساوی باشد. همچنین تعداد ابزارها باید از تعداد گروه‌ها کمتر باشد. برای بررسی مناسب بودن استفاده از این روش چند آزمون وجود دارد. آزمون همبستگی سریالی باقیمانده‌های رگرسیون به صورتی که در تخمین GMM جملات خطا می‌توانند داری همبستگی سریالی مرتبه اول بوده AR(۱) و دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(۲) نباشند.

آزمون سارگان و هانسن[1] اعتبار ابزارهای به‌کار رفته در تخمین را می‌آزمایند که در صورت رد فرضیه صفر، متغیرهای ابزاری استفاده شده در الگو از اعتبار برخوردار است. پایهٔ الگوی پژوهش از تحقیق مارسون و سابرامانیام[2] (۲۰۱۹) استفاده شده است. با توجه به پژوهش‌های گذشته پیش‌بینی می‌کنیم ضریب تخمین زده‌شده مربوط به فقر مثبت باشد.

در این پژوهش با توجه به تحقیق ریزک و اسلیمین[3] (۲۰۱۸) متغیر سرانه ارزش‌افزوده سرانه بخش صنعت و همچنین با توجه به اهمیت و تأثیر متغیر بیکاری، این متغیر نیز به الگو اضافه‌شده و بررسی می‌شود که این دو متغیر بر تخریب محیط زیست اثر دارند یا خیر؛ بنابراین با در نظر گرفتن تأثیر متغیر بیکاری و ارزش افزوده سرانه بخش صنعت بر تخریب محیط زیست، الگوی تحقیق به شکل زیر خواهد بود:

$$\mathrm{LED_{it}} = \beta_{0i} + \gamma \mathrm{LED_{it-1}} + \beta_1 \mathrm{LGDP_{it}} + \beta_2 \mathrm{LGDP^2_{it}} + \beta_3 \mathrm{LPOV_{it}} + \beta_4 \mathrm{EDU_{it}} + \beta_5 \mathrm{FDI_{it}} + \beta_6 \mathrm{LINDUSTRYVALUEADD_{it}} + \beta_7 \mathrm{UNEPLOY_{it}} + \mu_t + \mathrm{U_{it}} \qquad (۱۰)$$

داده‌های آماری مورد استفاده در این مقاله شامل ۲۹ کشور است.[4] همچنین داده‌ها محدوده ۲۷ سال از سال ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۶ را شامل می‌شوند. دلیل انتخاب این کشورها به این موضوع باز می‌گردد که داده‌های فقر به علت ماهیتشان در اکثر موارد در سرشماری‌ها

1. Sargan-Hansen test
2. Masron and Subramaniam
3. Rizk and Slimane

٤. کشورهای مورد بررسی شامل کشورهای آلبانی، آرژانتین، ارمنستان، بلغارستان، بلاروس، بولیوی، برزیل، چین، کلمبیا، کاستاریکا، جمهوری دومینیکن، اکوادور، گرجستان ـ هندوراس، اندونزی، قزاقستان، جمهوری قرقیزستان، مولداوی، مقدونیه شمالی، مالزی، پاکستان، پاناما، پرو، پاراگوئه، رومانی، آل سالوادور، تایلند، اکراین و ویتنام هستند.

اندازه‌گیری شده و ثبت می‌شوند. به این علت داده‌ها در بسیاری از سال‌ها برای بسیاری از کشورها موجود نیست و این گروه از کشورها به نسبت داده‌های کامل‌تری داشته‌اند. کلیه داده‌های مورد استفاده در پایگاه بانک داده بانک جهانی موجود می‌باشند. متغیرهای الگو مورد استفاده در پژوهش در جدول ۱ معرفی‌شده‌اند.

جدول ۱. معرفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	توضیحات	نماینده	منبع داده‌ها
ED	تخریب محیط زیست	سرانه تولید دی‌اکسیدکربن و رد پای محیط زیستی	کربن‌دی‌اکسید: World bank ردپای بوم‌شناختی: Data.World
GDP	تولید ناخالص داخلی	تولید ناخالص داخلی حقیقی	World bank
EDU	تحصیلات	نرخ ثبت‌نام	World bank
FDI	سرمایه‌گذاری خارجی	ورود یا خروج خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	World bank
POV	فقر	درصد افراد زیر خط فقر	World bank
INDUSTVALADD	ارزش‌افزوده بخش صنعت	سرانه ارزش‌افزوده بخش صنعت	World bank
UNEMPLOY	بیکاری	درصد افراد بیکار از کل نیروی کار	World bank

مأخذ: داده‌های پژوهش

برای آزمون مانایی متغیرها از آزمون‌های LLC[1]، IPS[2]، ADF[3] و فیلیپس ـ پرون ـ فیشر[4] استفاده شد. برای هر مجموعه کشور شامل دو آزمون با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند است.

۵. یافته‌ها

با توجه به اینکه نامانایی متغیرها منجر به بروز رگرسیون کاذب می‌شود، قبل از برآورد مانایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. نتیجهٔ چهار آزمون LLC، ADF-F، IPS و PP-Fisher در جدول ۲ ارائه شده است. فرض وجود ریشه واحد رد می‌شود و مانایی داده‌ها تأیید می‌شود.

1. Im, Pesaran and Shin
2. Im, Pesaran and Shin
3. ADF Fisher Chi-square
4. PP-Fisher Chi-square

جدول ۲. نتیجه آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	PP - Fisher	ADF - Fisher	IPS	LLC
Log (footprint)	۱٤٤/٥۱***	۹۷/۷۰***	-۳/٥۱***	-۰/۳٤
	(۰)	(۰/۰۰۱٥)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۳٦٦۸)
Log (co2pc)	۱٤۸/۱۹***	۱۳۹/٥٥***	-٥/۲۹***	-٦/۱٦***
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
Log (fdi)	۲۲٥/۸۰***	۲۸۷/۷۸***	-۱۰/۳٥***	-۱٥/٦۹***
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
Log (gdp)	۱۰۳/۰۹***	۳۸۳/۷۱***	-٦/۹۹***	-۸/۲۱***
	(۰/۰۰۰٥)	(۰)	(۰)	(۰)
Log (gdp^2)	۱۰٤/۲۰***	۳۸۷/۰۰***	-۷/۰۳***	-۸/٤۳***
	(۰/۰۰۰٤)	(۰)	(۰)	(۰)
Log (pov32)	۱۰٤/۷۳***	۷٥/۸۱**	-۰/۹٤	-۲/۱۷**
	(۰)	(۰/۰۱۰۷)	(۰/۱۷۲۸)	(۰/۰۱٥)
Log (edu)	۸۷/۲٥**	۸۹/۸۳***	-۲/۰۹**	-٥/۱۲***
	(۰/۰۱۲۳)	(۰/۰۰۷٦)	(۰/۰۱۸۱)	(۰)
Log (industvaladd)	۷۷/۸۰**	۳٤٤/٦۱***	-۹/٤۲***	-۱۷/۱٤***
	(۰/۰٤۲٤)	(۰)	(۰)	(۰)
Log (unemploy)	۱۳۸/۷٤***	۱٤۸/۷٦***	-۱۱/۲٥***	-٤۳/٥٤***
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰)
Log (unemployilo)	۱۹۱/٥٦***	۱۲۳/۰۲***	-٤/٦۳***	-۲/۰۹**
	(۰)	(۰)	(۰)	(۰/۰۱۸۲)

مأخذ: نتایج پژوهش

توضیح: اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

با توجه به نتایج آزمون مانایی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شده است که نشان می‌دهد متغیرهای مورد بررسی مانا هستند. همان‌طورکه توضیح داده شد در این پژوهش از روش GMM برای برآورد پارامترهای الگوی بررسی اثر فقر بر تخریب محیط زیست استفاده شده است که با توجه به سابقه کم انتشار داده‌های ردپای زیست‌محیطی برای اطمینان از نتایج تخمین علاوه بر متغیر ردپای زیست‌محیطی از متغیر سرانه تولید کربن دی‌اکسید نیز به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. نتایج تخمین با متغیر وابسته ردپای زیست‌محیطی در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگو با روش GMM و متغیر وابسته ردپای زیست‌محیطی

متغیر	ضریب	Std Error	P>|z|
Log (pov32)	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰٤
Log (gdp)	۱/۲۷	۰/۲٤	۰
Log (gdp^2)	−۰/۰۷	۰/۰۱	۰
$\text{Log (footprint)}_{-1}$	۰/٤٤	۰/۰۹	۰
Log (fdi)	−۰/۰۳	۰/۰۰	۰
Log (edu)	۰/۱۵	۰/۰۳	۰
Log (industvaladd)	−۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۷۷
Log (unemployilo)	−۰/۰٤	۰/۰۱	۰/۰۰
C	−۵/۲٤	۰/۷٦	۰
تعداد مشاهدات= ۳۸۳		تعداد کل شرایط گشتاور[1] = ۲۵	
تعداد کشورها= ۲۹		میانگین تعداد مشاهدات در هر گروه = ۱۳/۲	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده از آزمون سارگان ـ هانسن و برای بررسی سازگاری برآورد از آزمون همبستگی سریالی در جملات تفاضلی استفاده شد که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

جدول ٤. آزمون‌های اعتبار متغیر ابزاری

Arellano-Bond test for autocorrelation of the first-differenced residuals
H0: no autocorrelation of order 1: z = -2.5463 Prob > |z| = 0.0109
H0: no autocorrelation of order 2: z = 0.8424 Prob > |z| = 0.3996
Sargan-Hansen test of the overidentifying restrictions
2-step moment functions, 2-step weighting matrix chi2(16) = 11.8383 Prob > chi2 = 0.7550
2-step moment functions, 3-step weighting matrix chi2(16) = 15.8535 Prob > chi2 = 0.4632

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در الگوی دوم متغیر وابسته سرانه انتشار کربن دی‌اکسید در نظر گرفته شد که نتیجه برآورد در جدول ۵ آمده است.

1. Total Moment Conditions:

جدول ۵. نتایج برآورد الگو با روش GMM و متغیر وابسته سرانه انتشار کربن‌دی‌اکسید

متغیر	ضریب	Std Error	P>|z|
Log (pov32)	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۲
Log (gdp)	۱/۸۸	۰/۷٦	۰/۰۱
Log (gdp^2)	-۰/۰۷	۰/۰٤	۰/۰۷
Log(Co2)-1	۰/۳۸	۰/۰۹	۰
Log (fdi)	۰/۰۰۰	۰/۰۳	۰/۸٦
Log (edu)	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۸۱
Log (industvaladd)	-۰/۳۱	۰/۰۷	۰/۰۰
Log (unemploy)	-۰/۱۱	۰/۰٤	۰/۰۰
C	-٦/۷۰	۳/۵٤	۰/۰۵
تعداد مشاهدات= ۳۰۱		تعداد کل شرایط گشتاور[1] =۱۷	
تعداد کشورها= ۲۹		میانگین تعداد مشاهدات در هر گروه = ۱۰/۳۷	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای الگوی دوم نیز آزمون سارگان ـ هانسن و آزمون همبستگی سریالی در جملات تفاضلی انجام شد که نتیجه آن در جدول ۶ آمده است.

جدول ٦. آزمون سارگان ـ هانسن و آزمون همبستگی سریالی در جملات تفاضلی برای الگوی دوم

Arellano-Bond test for autocorrelation of the first-differenced residuals
H0: no autocorrelation of order 1: z = -1.7991 Prob > |z| = 0.0720
H0: no autocorrelation of order 2: z = -1.1864 Prob > |z| = 0.2355
Sargan-Hansen test of the overidentifying restrictions
2-step moment functions, 2-step weighting matrix - chi2(8) = 4.3480 Prob > chi2 = 0.8244
2-step moment functions, 3-step weighting matrix - chi2(8) = 9.1528 Prob > chi2 = 0.3296

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون هانسن ـ سارگان در هر دو الگو اعتبار ابزارهای مورد استفاده در برآورد تأیید می‌شود. همچنین نتایج آزمون همبستگی سریالی پسماندها بیان‌گر وجود همبستگی سریالی درجه اول است ولی وجود همبستگی سریالی از درجه دوم رد می‌شود.

1. Total Moment Conditions:

با توجه به نتایج برآوردها، اثر فقر روی تخریب محیط زیست معنی‌دار بوده و به اثبات می‌رسد. براساس نتایج در الگوی با متغیر وابسته رد پای زیست‌محیطی برآورد ضریب متغیر فقر برابر ۰/۰۲۱ و در الگوی با متغیر وابسته سرانه انتشار کربن دی‌اکسید برابر ۰/۰۵ است. به این معنی که یک درصد افزایش جمعیت زیر خط فقر در الگوی اول منجر به ۰/۰۲۱ درصد افزایش تخریب محیط زیست و در الگوی دوم به ۰/۰۵ درصد افزایش در انتشار کربن دی‌اکسید می‌انجامد. دلیل این تفاوت در ضریب در حالتی که متغیر وابسته ردپای زیست‌محیطی است و تخمینی که سرانه انتشار کربن دی‌اکسید متغیر وابسته است می‌تواند به این دلیل باشد که با توجه به اینکه ردپای زیست‌محیطی گستره بیشتری از آلاینده‌ها و تخریب‌کنندگان محیط زیست را شامل می‌شود بنابراین ممکن است بعضی از فعالیت‌هایی که منجر به تولید این آلاینده‌ها می‌شود تأثیر متفاوتی روی فقر داشته باشد و برآیند این اثرات متفاوت از حالتی باشد که تنها اثر سرانه تولید کربن دی‌اکسید را بررسی می‌کنیم.

در هر دو تخمین ضریب تولید سرانه ناخالص داخلی مثبت و ضریب مجذور آن منفی است که مطابق با نظریه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در هر دو الگو است و نشان می‌دهد چارچوب الگوی تنظیمی شده صحیح است. سرمایه‌گذاری خارجی در الگوی اول از نظر آماری معنی‌دار است و ضریب آن برابر ۰/۰۳۲- است؛ یعنی هریک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری خارجی ۰/۰۳۲ درصد تخریب محیط زیست را کاهش می‌دهد. همچنین در الگوی دوم اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر تخریب محیط زیست از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. اثر تحصیلات نیز در الگوی اول از نظر آماری معنی‌دار بوده و ضریب آن برابر ۰/۱۵۳ است؛ یعنی هریک درصد افزایش در تحصیلات ۰/۱۵۳ درصد تخریب محیط زیست را افزایش می‌دهد. این افزایش ممکن است به این دلیل باشد که با افزایش تحصیلات افراد در صنایع مخرب محیط زیست اشتغال پیدا کرده و این فعالیت‌ها گسترش می‌یابد. همچنین در الگوی دوم اثر تحصیلات بر تخریب محیط زیست از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

ارزش‌افزوده سرانه بخش صنعت در الگوی اول از نظر آماری معنی‌دار نیست اما در الگوی دوم معنی‌دار بوده و ضریب آن برابر ۰/۳۱۶ است که نشان می‌دهد یک درصد افزایش سرانه ارزش افزوده بخش صنعت ۰/۳۱۶ درصد سرانه انتشار کربن دی‌اکسید را افزایش می‌دهد.

متغیر بیکاری در هر دو الگو از نظر آماری معنی‌دار است. در الگوی اول ضریب آن ۰/۰۴۲- است یعنی یک درصد کاهش بیکاری ۰/۰۴۲ درصد تخریب محیط زیست را

افزایش می‌دهد. در الگوی دوم نیز ضریب بیکاری برابر ۰/۱۱۷- است و نشان می‌دهد با یک درصد بیکاری ۰/۱۱۷ درصد تخریب محیط زیست افزایش می‌یابد. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که در کشورهای در حال توسعه بیشتر صنایع آلاینده فعال هستند همچنین مقررات زیست‌محیطی نیز به شدت کشورهای توسعه‌یافته اجرا نمی‌شود و با افزایش اشتغال و فعالیت‌های اقتصادی تولید آلاینده‌ها و تخریب محیط زیست نیز افزایش پیدا می‌کند.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در سالیان اخیر پژوهشگران هریک از زاویه دید خود به بررسی اثر فقر بر محیط زیست پرداخته و برخی نتایج مطالعات یکدیگر را تأیید و بعضی به نتایج متفاوتی رسیده‌اند. بعضی از پژوهش‌ها نقش فقر بر تخریب محیط زیست را تأیید کرده و برخی بالعکس نقش فقرا را کم و ثروتمندان را عامل تخریب محیط زیست می‌دانند. هدف اصلی این پژوهش نیز بررسی نقش فقر روی آلودگی و تخریب محیط زیست بود. برای بررسی این مسئله از الگوی پژوهش مارسون و سابرامانیام (۲۰۱۹) به‌عنوان پای؛ الگوی پژوهش استفاده شد که این الگو نیز بر پایه فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس است. فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بیانگر رابطه‌ای به شکل U وارونه بین تولید سرانه ناخالص تحقیق و تولید آلودگی است. با توجه به پژوهش‌های گذشته و اهمیت متغیرهای بیکاری و سرانهٔ ارزش‌افزودهٔ بخش صنعت برای بررسی اثر این متغیرها بر تخریب محیط زیست، آن‌ها به الگوی پایه اضافه شدند. همچنین از ردپای زیست‌محیطی به‌عنوان متغیر تخریب محیط زیست استفاده شد که با توجه به سابقه کم انتشار داده‌های ردپای زیست‌محیطی برای اطمینان از نتایج تخمین علاوه بر متغیر رد پای زیست‌محیطی از متغیر سرانه تولید کربن دی‌اکسید نیز به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است و الگو به روش GMM تخمین زده شد. نتیجه تخمین تأییدکننده اثر فقر بر تخریب محیط زیست است بنابراین انتظار داریم با کاهش فقر وضعیت محیط زیست بهبود پیدا کند. همچنین نتایج تأییدکننده فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس هستند. نتایج تخمین نشان می‌دهد افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث کاهش تخریب محیط زیست می‌شود. تحصیلات تأثیر مثبتی رو تخریب محیط زیست دارد. متغیر سرانهٔ ارزش افزودهٔ صنعت در یکی از دو تخمین و تحصیلات در هر دو تخمین از نظر آماری معنی‌دار شده‌اند و هر دو متغیر ضریب منفی دارند.

با توجه به نتایج پژوهش به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که در مناطقی که ازنظر زیست‌محیطی آسیب‌پذیرتر هستند و تحت‌فشار بیشتری قرار دارند. باید توجه بیشتری به توانمندسازی افراد جامعه و کاهش فقر صورت داد تا علاوه بر اثرات مثبت اجتماعی باعث بهبود وضعیت محیط زیست نیز شود. همچنین برنامه‌ها توسعه به‌گونه‌ای باید تعیین و اجرا شود که وضعیت زیست‌محیطی مناطق هم مدنظر قرار گرفته شود و اشتغال سبز می‌تواند یکی از راهکارهای مناسب باشد. همچنین باید به آگاهی بخشی به مردم درباره مخاطرات تخریب محیط زیست و نحوه مدیریت صحیح آن هم باید توجه شود. کمک به افراد محلی و کسب‌وکارهای خرد برای دسترسی به اعتبارات خرد هم باعث می‌شود که افراد کسب‌وکار خود را با تخریب کمتر محیط زیست رشد دهند.

۷. تعارض منافع

تعارض منافع ندارد.

۸. سپاسگزاری

نویسنده از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس و کارشناسان فصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی کمال تشکر را دارد. همچنین از زحمات ویراستاران علمی و ادبی نشریه قدردانی و تقدیر می‌شود.

ORCID

Hamid Amadeh https://orcid.org/0000-0002-6904-2626

Sajad Sadeghi https://orcid.org/0000-0001-5669-4679

۹. منابع

اسداللهی، محمد؛ سیدنظری، مریم و راحلی، حسین. (۱۴۰۰). ارتباط فقر روستایی با تخریب محیط زیست. نهمین اجلاس بین‌المللی کشاورزی، محیط زیست، توسعه شهری.

افقه، سیدمرتضی؛ اندایش،یعقوب؛ منصوری، سیدامین و خرم‌زاده، آذین. (۱۴۰۴). بررسی اثر فقر بر تخریب محیط زیست از مجاری کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی در استان‌های ایران با استفاده از الگوی داده‌های پانل فضایی. *پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی*، (۴)۲۵، ۲۲۷-۲۵۶.

عزیزی، علی و پوراصغر سنگاچین، فرزام. (۱۴۰۱). بررسی رابطهٔ فقر و شاخص عملکرد محیط زیست در کشورهای با گروه درآمدی مختلف. *جامعه‌شناسی کاربردی*، (۲)۳۳، ۱۱۷-۱۳۶.

شریفی‌نیا، زهرا و مهدوی، مسعود. (۱۳۹۰). نقش فقر اجتماعی و اقتصاد روستایی بر تخریب محیط زیست (مطالعه موردی: مرتع ممیزی‌شده شوررود، بخش شیب آب شهرستان زابل). *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، ۷۶، ۶۷-۸۴.

References

Afghah, M., Andayesh, Y., Mansouri, A. and khoramzadeh, A. (2025). Investigating the Effect of Poverty on Environmental Degradation through Institutional Quality, Restrictive Regulations, and Energy Prices in Iranian Provinces Using a Spatial Panel Approach. *Economic Research and Perspectives*, 25(4), 227-256. [In Persian]

Ahn, S. C. and Schmidt, P. (1995). Efficency estimation of models for dynamic panel data. *Journal of Econometrics*, 68(1), 5-28.

Anderson, T. W. and Hsiao, C. (1981). Efficient of dynamic models with error components. *Journal of the American statistical Association*,76(375), 598-606.

Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Asadollahi, M, Seyyednazari, M and Raheli, H. (2022). The Relationship between Rural Poverty and Enviroment Destruction. *9th International Conference on Agriculture, Enviroment, Urban and Rural Development*. [In Persian]

Azizi, A. and Pourasghar Sangachin, F. (2022). Investigating the Relationship between Poverty and Environmental Performance Index (EPI) in Countries with Different Incomes. *Journal of Applied Sociology*, 33(2), 117-136. [In Persian]

Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Burki, M. A. K., Burki, U. and Najam, U. (2021). Environmental degradation and poverty: A bibliometric review. *Regional Sustainability*, 2(4), 324-336.

Duraiappah, A. K. (1998). Poverty and environmental degradation: A review and analysis of the nexus. *World Development*, 26(12), 2169-2179.

Hilton, F. G. (2006). Poverty and pollution abatement: Evidence from lead phase-out. *Ecological Economics*, 56(1), 125-131.

Hsiao, C., Pesaran, M. H. and Tahmiscioglu, A. K. (2002). Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data

models covering short time periods. *Journal of Econometrics*, 109(1), 107-150.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 1-28.

Masron, T. A. and Subramaniam, Y. (2019). Does poverty cause environmental degradation? Evidence from developing countries. *Journal of Poverty*, 23(1), 44-64.

Nayak, P. (2010). Poverty and environmental degradation in rural India: A nexus.

Rakshit B, Jain P, Sharma R, Bardhan S. (2023). An empirical investigation of the effects of poverty and urbanization on environmental degradation: the case of sub-Saharan Africa. *Environ Sci Pollut Res Int*.

Ravallion, M. (2015). The economics of poverty: History, measurement, and policy. Oxford University Press.

Ravallion, M., Chen, S. and Sangraula, P. (2009). Dollar a day revisited. *The World Bank Economic Review*, 23(2), 163-184.

Ravallion, M., Datt, G. and Van de Walle, D. (1991). Quantifying absolute poverty in the developing world. *Review of Income and Wealth*, 37(4), 345-361.

Rizk, R. and Slimane, M. B. (2018). Modelling the relationship between poverty, environment, and institutions: A panel data study. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(31), 31459-31473.

Sadati, A., Asadi, A., Akbari, M., Fami, H. S., Iravani, H. and Rostami, F. (2008). Poverty alleviation and sustainable development: The role of social capital. *Journal of Social Sciences*, 4(3), 202-215.

Sharifinia, Z. and Mahdavi, M. (2011). The Role of Social and Rural Economic Poverty in the Enviroment Destruction (Case Study: The Surveyed Pasture of Shoorrood in Shibab District of Zabol Township). *Human Geography Research*, 76, 67-84. [In Persian]

World Bank. (1992). World development report 1992: Development and the environment. Washington, D.C.: World Bank Group.

استناد به این مقاله: آماده، حمید؛ صادقی، سجاد. (۱۴۰۴). بررسی اثر فقر بر کیفیت محیط زیست در کشورهای در حال توسعه، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، ۱۱(۵)، صفحات ۵-۲۸.

Journal of Environmental and Natural Resource Economics licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.