اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۹، شمارهٔ ۱۱۶، زمستان ۱۴۰۰

DOI: 10.30490/AEAD.2022.355650.1373

مقاله پژوهشی

تبیین عوامل مؤثر بر تخریب منابع طبیعی با تأکید بر فقر و امنیت غذایی

علی کیانی راد[۱]، حسین نوروزی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۵/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۱/۱۶

چکیده

یکی از بارزترین جنبه‌های فقر رابطهٔ آشکار این پدیده با تخریب منابع طبیعی است، که به ناپایداری زیست‌محیطی می‌انجامد. در مطالعهٔ حاضر، رابطه فقر و تخریب منابع طبیعی در ایران در قالب الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۷۳ بررسی شد. نتایج مطالعه نشان داد که وقفه اول فقر بر تخریب منابع طبیعی اثر مثبت و معنی‌دار دارد و با افزایش یک درصدی شاخص فقر، مقدار تخریب منابع طبیعی ۰/۱۹ درصد افزایش می‌یابد و اما، ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی اثر منفی بر تخریب منابع طبیعی دارد و با افزایش یک درصدی در ارزش افزوده، ۰/۲۰ درصد از منابع

۱- نویسندهٔ مسئول و استادیار مؤسسهٔ پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعهٔ روستایی، تهران، ایران.
(a.kianirad@agri-peri.ac.ir)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

طبیعی کمتر استخراج خواهد شد؛ همچنین، آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی و آزادسازی تجاری بر تخریب منابع طبیعی اثر منفی دارند؛ و البته، شاخص امنیت غذایی اثر مثبت و معنی‌دار بر تخریب منابع طبیعی دارد، به‌گونه‌ای که به ازای هر یک درصد افزایش در شاخص امنیت غذایی، میزان تخریب منابع طبیعی ۰/۷۸ درصد افزایش خواهد یافت. افزون بر این، بر پایهٔ نتایج پژوهش حاضر، بهره‌وری انرژی بر میزان تخریب منابع طبیعی با ضریب ۰/۲۱- اثر منفی دارد، اما این میزان معنی‌دار نیست. ضریب متغیر ECM برابر با ۰/۵۹- است که از نظر آماری، در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و منطبق با نظریه بوده و نشان‌دهندهٔ آن است که در هر دوره، ۵۹/۷۷ درصد از خطای عدم تعادل از بین خواهد رفت؛ و همچنین، تأمین سوخت مورد نیاز روستاییان، اعطای یارانه و تسهیلات برای استفاده از فناوری‌های نوین به‌منظور ارتقای بهره‌وری و نیز حمایت از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان به‌صورت هدف‌دار در راستای کاهش تخریب منابع طبیعی و حفاظت از آن راهگشا خواهد بود.

کلیدواژه‌ها: *امنیت غذایی، بهره‌وری انرژی، تخریب منابع طبیعی، فقر، تخلیه.*
طبقه‌بندی JEL : Q0, Q20, Q30, Q18, I30

مقدمه

«منابع طبیعی» بستر زیست و توسعهٔ پایدار است که با ایجاد تعادل در زیست‌بوم، خود بسترساز فعالیت‌های بخش کشاورزی به‌شمار می‌روند. منابع طبیعی، با ارزش‌های تجاری و غیرتجاری فراوان، نقش و کارکردی بسیار مهم در کنترل روان‌آب‌های سطحی، تغذیهٔ سفره‌های آب زیرزمینی، حفظ و تولید خاک، تولید اکسیژن، جذب گرد و غبار و گاز کربنیک، تلطیف هوا، پالایش گازهای سمی، تنوع زیستی و محلی برای تفرج، بوم‌گردی و ... دارد و همچنین، در تأمین امنیت غذایی، تولید ناخالص ملی، صادرات و ارزآوری و تقویت جایگاه سیاسی و سرانجام، در خروج کشورها از چرخهٔ رقابت و ایجاد بازار جدید دارای اهمیت است (Zare Chahouki, 2015).

منابع طبیعی، علاوه بر کارکردهای آن در چرخهٔ حیات، دارای نقش‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی است و در صورت برنامه‌ریزی و استفادهٔ بهینه می‌تواند در اتوسعهٔ پایدار محیطی مؤثر واقع شود. در مفهوم توسعهٔ پایدار، منابع طبیعی یک سرمایه مهم است که هم برای مصرف مستقیم و هم برای حفظ جریان تولید ضرورت دارد. بنابراین، تخریب این منابع به معنی کاهش مداوم سرمایه‌های کشور است و از کیفیت خدمات آن می‌کاهد و در نتیجه، به رفاه جامعه آسیب وارد می‌کند. اقتصاددانان، در واقع، به‌دنبال تعیین میزان استفادهٔ بهینه از محیط زیست به‌گونه‌ای هستند که ضمن بهره‌گیری لازم، پایداری این منابع را به‌همراه داشته باشد (Montagnini and Finney, 2011). با وجود منافع اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی یادشده، فقر و در نتیجه، تخریب منابع طبیعی تهدید جدی برای پایداری این منابع به‌شمار می‌روند. تخریب محیط زیست به دو عامل سطح درآمد و عدم تعادل درآمد یا نابرابری درآمدها بستگی دارد (O'Brien et al., 2022)؛ و از این‌رو، با فقر نیز در ارتباط است. در واقع، می‌توان گفت که حفاظت از منابع طبیعی و مشارکت در حفاظت از آن به عوامل بسیاری از جمله درآمد و تحصیلات بستگی دارد (Eskandari-Damaneh et al., 2020).

در بسیاری مواقع، گفته می‌شود که مردم فقیر در مناطق جنگلی به تخریب جنگل‌ها می‌پردازند، زیرا برای امرار معاش وسیله دیگری به‌جز محیط زیست ندارند. در مباحث توسعه پایدار نیز معمولاً وجود دور باطل میان «فقر» و «تخریب محیط زیست» مسلم انگاشته می‌شود (Reardon and Vosti, 1995). طی دهه‌های گذشته، به‌دلیل فعالیت‌های انسانی مانند سوزاندن گاز، زغال سنگ و بنزین رد پای کربن افزایش چشمگیری داشته است (Lou et al., 2017). افزایش مداوم انتشار دی‌اکسید کربن، همراه با تغییر در آب‌وهوا، تهدیدی زیست‌محیطی برای سلامت روحی و جسمی بشر ایجاد می‌کند (O'Brien et al., 2022). در واقع، فقر باعث می‌شود که به‌منظور تأمین انرژی، از این منابع بیش از حد استفاده شود. افزایش جمعیت نیز این وضعیت را تشدید کرده است و باعث تغییر کاربری و کاهش بازده زمین و تخریب منابع طبیعی شده، که کاهش کمی و

کیفی این منابع را به‌دنبال داشته است. بدیهی است که کاهش کمی و کیفی منابع، همراه با فقر، موجب چرخهٔ ادامه‌دار بین این دو مسئله خواهد شد (Masron and Subramaniam, 2019).

فقر پدیده‌ای چندبعدی است؛ بد دیگر سخن، فقر تنها شامل بُعد اقتصادی و تأمین نیازهای اساسی نیست، بلکه ابعاد انسانی، کالبدی، زیست‌محیطی، اجتماعی و سیاسی را نیز دربرمی‌گیرد (Zeller et al., 2006). تخریب محیط زیست و فقر هر دو از مسائل نیازمند بررسی در سطح جهانی‌اند که مشترکات بسیاری دارند، اما اغلب به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرند (Reardon and Vosti, 1995). محیط را نمی‌توان به حال خود رها کرد و انسان‌ها نه‌تنها در برابر یکدیگر بلکه در برابر محیط خود نیز مسئولیت دارند و اگر به محیط آسیب نرسد، مدت‌های طولانی پایدار خواهد بود (Shah, 2005). مسئولیت‌پذیری، گرایش‌های اخلاق‌گرایانه و احترام به حقوق نسل‌های آتی را می‌توان به‌عنوان عوامل مشارکت مردم در حفاظت از محیط زیست و منابع طبیعی قلمداد کرد (Eskandari-Damaneh et al., 2020). اقشار فقیر معمولاً فشار فزاینده‌ای بر منابع طبیعی وارد می‌آورند، که دلیل آن رشد جمعیت، دسترسی محدود به زمین یا دسترسی به زمین‌هایی با کیفیت پایین و منابع اندک برای سرمایه‌گذاری و مدیریت منابع پایدار است (Scherr, 2000). این اقشار، چه به‌خاطر فشاری که به دولت برای برآوردن نیازهایشان می‌آورند و چه به‌خاطر فعالیت‌های اجتماعی- اقتصادی گستردهٔ خود بر روی زمین‌های سست و ضعیف، غالباً به‌نوعی مشکل اصلی در دستیابی به توسعهٔ پایدار به‌شمار می‌روند (Choker, 2004). از لحاظ نظری، فعالیت‌های اقتصادی-اجتماعی علت اصلی تخریب محیط زیست است (Nasir et al., 2021). نظریهٔ رابطهٔ کوزنتس نیز بدین مسئله اشاره دارد که بین تخریب محیط زیست و سطح درآمد یا رشد اقتصادی رابطه Uشکل وارونه وجود دارد (Dinda, 2004). شواهدی مبنی بر تأثیر مثبت توسعه اقتصادی، مصرف انرژی و باز بودن تجارت بر انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت است (Nasir et al., 2021).

یکی از تهدیدات اصلی امنیت غذایی تغییرات اقلیمی است (ADB, 2013). امنیت غذایی از تغییرات اقلیمی آینده تأثیر خواهد پذیرفت و بر اساس نتایج مطالعات صورت‌گرفته،

رابطه‌ای مستقیم میان غلظت دی‌اکسید کربن موجود در جو زمین و افزایش رشد محصولات غلات وجود دارد. هم‌زمان با رشد سریع‌تر محصولات غلات، دی‌اکسید کربن، با کاهش غلظت پروتئین، ریزمغذی‌ها[1] و ویتامین‌های گروه B، ارزش غذایی محصولات اصلی به‌ویژه برنج و گندم را کاهش می‌دهد (Ebi and Ziska, 2018). در واقع، یکی از نمودهای تغییر اقلیم افزایش دی‌اکسید کربن در جو است که بر زیست‌توده[2] و کیفیت غذا تأثیر می‌گذارد. دونگ و همکاران (Dong et al., 2018) به بررسی تأثیر افزایش دی‌اکسید کربن بر کیفیت سبزی‌ها پرداختند؛ بر اساس نتایج این تحقیق، در اثر افزایش دی‌اکسید کربن، عناصر کلان (درشت)[3] و ریزمغذی‌ها در کاهو و اسفناج کاهش می‌یابد و از میزان نیترات نیز در کاهو، کرفس و کلم چینی کاسته می‌شود؛ همچنین ویتامین C و ظرفیت آنتی‌اکسیدانی کل در همین مجموعه محصولات افزایش می‌یابد، که نشان‌دهندهٔ واکنش پیچیدهٔ افزایش دی‌اکسید کربن به عملکرد و کیفیت غذاست. افزون بر این، داماتا و همکاران (Da Matta et al., 2010) اثرات افزایش دی‌اکسید کربن و دما بر فیزیولوژی محصول و تأثیر آن بر کیفیت غذا را بررسی کردند. در حالی که افزایش دی‌اکسید کربن باعث کاهش غلظت نیتروژن (N) و پروتئین در بسیاری از محصولات (برای نمونه، سیب‌زمینی و سویا) می‌شود، تأثیرات افزایش دی‌اکسید کربن بر کیفیت تغذیه‌ای بخش‌های خوراکی و علوفه‌ای این محصولات کمتر شناخته شده است. لیسنر (Leisner, 2020)، با مروری بر تأثیرگذاری گازهای گلخانه‌ای از جمله دی‌اکسید کربن بر کیفیت محصولات کشاورزی در مطالعات مختلف و البته در کشورهای مختلف، به بررسی تأثیرات تغییرات اقلیمی بر امنیت غذایی با تمرکز بر نظام‌های کشت چندساله و ارزش غذایی پرداخت.

با توجه به مطالعات یادشده، می‌توان دریافت که تغییرات اقلیمی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن بر تولید کمی و کیفی محصولات کشاورزی اثر دارد؛ برای نمونه، افزایش غلظت دی‌اکسید کربن در جو می‌تواند باعث افزایش عملکرد در اثر افزایش دما شود، اما به کاهش

1. micronutrients
2. biomass
3. macronutrients

مقدار پروتئین در بسیاری از محصولات و کاهش ارزش غذایی آنها می‌انجامد (IPCC, 2019). از این‌رو، تغییر اقلیم و افزایش انتشار گاز دی‌اکسید کربن بر هر چهار رکن امنیت غذایی (در دسترس بودن[1]، دسترسی[2]، استفاده[3] و ثبات[4]) تأثیر می‌گذارد.

سوخت‌های فسیلی و مصرف آنها یکی از منابع اصلی آلودگی هوا و کربن در محیط زیست و عامل ایجاد تغییر اقلیم است. بررسی وضعیت قیمت و مصرف منابع انرژی نشان می‌دهد که متوسط قیمت انرژی برق، بنزین، نفت سفید و گاز طبیعی به ازای هر کیلووات ساعت، لیتر، لیتر و متر مکعب در سال ۱۳۷۳، به‌ترتیب، برابر با ۳۲/۴، ۵۰، ۱۵ و ۱۲/۴ ریال بود؛ همچنین، متوسط قیمت این حامل‌های انرژی در سال ۱۳۸۹، قبل از هدفمندی یارانه‌ها (آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی)، به‌ترتیب، ۲۰۸/۷، ۱۰۰۰، ۱۶۵ و ۱۳۲ ریال بود که پس از هدفمندی یارانه‌ها، به ۲۰۸/۷، ۴۰۰، ۱۰۰۰ و ۵۲۷ ریال رسیده و البته در سال ۱۳۹۶، به ۶۸۲/۷، ۱۰۰۰۰، ۱۵۰۰ و ۹۹۰۳ ریال افزایش یافته است (MOE, 2010, 2017). کل مصرف نهایی انرژی کشور در سال ۱۳۸۹ برابر با ۱۵۵/۱ و در سال ۱۳۹۶ برابر با ۱۸۶/۴ میلیون تن معادل نفت خام و رشد مصرف نهایی انرژی کشور نیز در سال ۱۳۸۹ برابر با ۰/۱۳ درصد و در سال ۱۳۹۶ برابر با ۰/۷۷ درصد بوده است (IEA, 2019). در ایران، متوسط قیمت انرژی برق، بنزین، نفت سفید و گاز طبیعی از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶، به‌ترتیب، ۲۲۷/۱، ۹۰۰، ۸۰۹/۱ و ۷۴۰۲ درصد افزایش داشته است، در حالی که سرانه مصرف انرژی در طول این سال‌ها به‌طور تقریبی ۲۱/۱۳ درصد رشد را نشان می‌دهد. در واقع، مقایسهٔ این آمار و ارقام بیانگر تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر مصرف منابع انرژی است. با توجه به افزایش قیمت حامل‌های انرژی در ایران پس از سال ۱۳۸۹ (پس از هدفمندسازی یارانه‌ها)، قیمت پرداختی توسط مردم افزایش یافت و این افزایش قیمت در الگوی مصرف منابع انرژی و سوخت‌های مختلف تغییر ایجاد

1. availability
2. accesability
3. utilisation
4. stability

کرد؛ از این‌رو، در پژوهش حاضر، رابطه بین فقر و تخریب منابع طبیعی با توجه به سیاست آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی بررسی خواهد شد.

مطالعات متعددی به بررسی رابطه فقر و تخریب محیط زیست پرداخته‌اند که در ادامه، به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود. بلوچ و همکاران (Baloch et al., 2020) به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد ، فقر و انتشار دی‌اکسید کربن (CO_2) برای چهل کشور آفریقایی طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۶ پرداختند و یافته‌های به‌دست‌آمده نشان داد که افزایش نابرابری درآمد به افزایش انتشار دی‌اکسید کربن منجر می‌شود؛ همچنین، افزایش فقر تأثیراتی مخرب بر آلودگی محیط زیست در کشورهای جنوب صحرای آفریقا دارد. نصیر و همکاران (Nasir et al., 2021) نیز شواهد تجربی میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی و همچنین، رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تخریب محیط زیست را بررسی کردند، که نتایج بیانگر وجود ارتباط بین تخریب محیط زیست و مصرف انرژی و سرمایه‌گذاری خارجی بوده است. به باور لی و همکاران (Li et al., 2019)، تورم با افزایش هزینه تولید بر سطح انتشار دی‌اکسید کربن تأثیر می‌گذارد و به افزایش قیمت منابع انرژی تجدیدپذیر و فناوری سازگار با محیط زیست می‌انجامد؛ همچنین، نتایج نشان داد که افزایش جمعیت منجر به انتشار آلودگی‌هایی همانند انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود. ماسرون و سابرامانیام (Masron and Subramaniam, 2019) نشان دادند که فقر باعث افزایش انتشار دی‌اکسید کربن شده و به تخریب منابع طبیعی انجامیده، که بیانگر رابطه علی دوطرفه بین فقر و تخریب محیط زیست است. بهاتتاچاریا (Bhattacharya, 2019)، در چهارده ایالت بزرگ هند، برای قبل و بعد از آزادسازی اقتصادی در دوره‌های ۱۹۸۱ تا ۱۹۹۱ و ۱۹۹۲تا ۲۰۰۸، به‌منظور ارزیابی پایداری زیست‌محیطی و اقتصادی- اجتماعی، رابطه انتشار دی‌اکسید کربن و نابرابری اقتصادی را بررسی کردند؛ نتایج نشان داد که قبل از آزادسازی اقتصادی، بین نابرابری درآمد و انتشار دی‌اکسید کربن رابطه منفی بسیار ضعیف (ضریب منفی و نزدیک به صفر) وجود داشت، در حالی که در دوران پس از آزادسازی، اثرگذاری نابرابری بر انتشار دی‌اکسید کربن بسیار قابل توجه بوده است. دمیر و همکاران (Demir et al., 2019)،

در ترکیه، طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۶۳، با استفاده از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[1]، به بررسی رابطه انتشار دی‌اکسید کربن و نابرابری درآمد پرداختند و نتایج نشانگر رابطه منفی بین نابرابری درآمد و انتشار دی‌اکسید کربن بود؛ به دیگر سخن، گسترش نابرابری درآمد کیفیت محیط زیست را بهبود می‌بخشد. اوزار و ایوب‌اغلو (Uzar and Eyuboglu, 2019) رابطه بین نابرابری درآمد و انتشار دی‌اکسید کربن در ترکیه را در دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۴ با استفاده از رهیافت ARDL بررسی کردند؛ بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، در بلندمدت، نابرابری درآمد و انتشار گاز دی‌اکسید کربن همگرایی دارند و تأثیر نابرابری درآمد بر انتشار دی‌اکسید کربن مثبت و قابل توجه است. دهریفی و همکاران (Dhrifi et al., 2020)، با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای[2]، به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تخریب محیط زیست با فقر در دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج نشان داد که فقر و محیط زیست یک رابطهٔ علیت گرنجری[3] با یکدیگر دارند. خان (Khan, 2019)، با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[4] در دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۷، رابطه بین انتشار کربن، فقر، رشد اقتصادی و عملیات لجستیکی را در اتحادیهٔ کشورهای جنوب شرق آسیا (آسه‌آن)[5] بررسی کردند. نتایج مطالعه وی نشان داد که به‌طور کلی، فقر باعث کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود؛ با این همه، استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند به کاهش فقر کمک کند. آروری و همکاران (Arouri et al., 2012) به بررسی رابطه بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی واقعی برای دوازده کشور خاورمیانه و شمال آفریقا[6] در بازه زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۵ پرداختند. نتایج نشان داد که در درازمدت، تأثیر مصرف انرژی بر انتشار دی‌اکسید کربن مثبت و معنی‌دار است؛ و بر پایهٔ یافته‌های این پژوهش، می‌توان نتیجه گرفت که همه کشورهای یادشده نیازی به فدا

1. Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)
2. Three-Stage Least Squares (3SLS)
3. Granger cause
4. Generalized Method of Moments (GMM)
5. Association of Southeast Asian Nations (ASEAN)
6. Middle East and North Africa (MENA)

کردن رشد اقتصادی ندارند تا سطح انتشار دی‌اکسید کربن خود را کاهش دهند، زیرا ممکن است از طریق صرفه‌جویی در مصرف انرژی، بتوانند بدون تأثیرات منفی بلندمدت بر رشد اقتصادی، به کاهش انتشار دی‌اکسید کربن برسند. چیما و سیال (Cheema and Sial, 2012) رابطه بلندمدت بین فقر، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی را در دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۸ در بین خانوارهای پاکستان بررسی کردند و نتایج نشان داد که رشد و نابرابری نقش مهمی در تأثیرگذاری بر فقر دارد؛ همچنین، برآوردها نشان داد که بین نابرابری و رشد در پاکستان رابطه مثبت معنی‌دار وجود دارد و تأثیر رشد بر نابرابری مثبت و قابل توجه است. افزون بر این، تجزیه‌وتحلیل در سطح منطقه‌ای نشان می‌دهد که کشش رشد ناخالص و خالص فقر در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است. فرحانی و رجب (Farhani and Rejeb, 2012) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسید کربن برای پانزده کشور منطقه منا طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۳ پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که هیچ‌گونه ارتباط علی و معلولی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی و همچنین، بین انتشار دی‌اکسید کربن و مصرف انرژی در کوتاه‌مدت وجود ندارد؛ با این حال، در درازمدت، علیتی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسید کربن به مصرف انرژی وجود دارد. گانی (Gani, 2012)، با استفاده از تحلیل رگرسیون، رابطه بین پنج حوزه حاکمیت خوب (ثبات سیاسی، اثربخشی دولت، کیفیت نظارتی، حاکمیت قانون و فساد) و انتشار دی‌اکسید کربن (CO_2) را در مقطعی از کشورهای در حال توسعه برای بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۶ بررسی کرد و نتایج تجربی نشان‌دهندهٔ شواهدی مبنی بر رابطهٔ منفی ثبات سیاسی، حاکمیت قانون و کنترل فساد با انتشار دی‌اکسید کربن سرانه بود؛ افزون بر این، نتایج این مطالعه شواهدی در حمایت از منحنی محیط زیست کوزنتس[1] و باز بودن تجارت و اندازه بخش صنعتی به‌عنوان سایر عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسید کربن ارائه کرده است. رومیالد (Romuald, 2012)، با استفاده از داده‌های پانل و برآورد سیستم روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)، به بررسی وجود همگرایی و اهمیت آموزش

1. Environmental Kuznets Curve (EKC)

رشد سرانه دی‌اکسید کربن در طول سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ برای ۸۵ کشور پرداخت؛ نتایج نشان داد که در کشورهای پیشرفته، برای سرانه انتشار دی‌اکسید کربن همگرایی وجود دارد و همچنین، آموزش از عوامل رشد آلودگی به‌شمار می‌رود، اگرچه با حضور نهادهای سیاسی، تأثیر آن کاهش می‌یابد.

همان‌گونه که مشاهده شد، عوامل مختلف بر تخریب منابع طبیعی تأثیر می‌گذارند که از آن میان، مهم‌ترین متغیرها عبارت‌اند از: نابرابری (Baloch et al., 2020; Bhattacharya, 2019; Demir et al., 2019)، فقر (Baloch et al., 2020; Masron and Subramaniam, 2019)، مصرف انرژی (Nasir et al., 2021)، تورم (Li et al., 2019) و ارزش افزوده (Farhani and Rejeb, 2012; Arouri et al., 2012). در مطالعه حاضر، با توجه به اهمیت و نقش محیط زیست و منابع طبیعی در زندگی بشر و همچنین، تأثیرگذاری آن بر تمامی ابعاد زندگی بشر، رابطه فقر و تخریب منابع طبیعی در ایران در قالب الگوی اقتصادسنجی مورد ارزیابی قرار گرفت. البته، در ادبیات داخلی موضوع، تاکنون مطالعه‌ای با استفاده از شاخص چند بعدی فقر و شاخص تخریب منابع طبیعی شامل همه منابع (جنگل، منابع انرژی از قبیل زغال سنگ، نفت خام و گاز طبیعی، مواد معدنی مانند قلع، طلا، سرب، روی، آهن، مس، نیکل، نقره، بوکسیت و فسفات) انجام نشده است. از این‌رو، در مطالعهٔ حاضر، علاوه بر اثر فقر چندبعدی بر تخریب منابع طبیعی، به سنجش اثرگذاری امنیت غذایی، هدفمندی یارانه‌ها، بهره‌وری انرژی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و آزادسازی تجاری به‌عنوان سایر عوامل مؤثر بر تخریب منابع طبیعی پرداخته شده است.

روش تحقیق

با توجه به مطالب پیش‌گفته، هدف مطالعهٔ حاضر بررسی رابطه بین تخریب منابع طبیعی و فقر بوده است. بدین منظور، با بررسی ادبیات موضوع و مطالعات صورت‌پذیرفته در داخل و

خارج کشور، مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر تخریب منابع طبیعی شناسایی شدند. در ادامه، به‌منظور تعیین و برآورد الگو، به معرفی متغیرهای مطالعه و روش‌شناسی تحقیق پرداخته می‌شود.

شاخص تجمعی امنیت غذایی خانوار[1] توسط سن (Sen, 1976) و بیگمن (Bigman, 1993) بنا نهاده و سپس، توسط سازمان خواربار و کشاورزی (فائو) توسعه داده شده است. در این شاخص، با استفاده از هر سه عنصر امنیت غذایی (یعنی، موجود بودن غذا، پایداری عرضه غذا و دسترسی به غذا)، مبادرت به اندازه‌گیری سطح امنیت غذایی شده است (Safarkhanloo and Mohammadinejad, 2011). رابطه (۱) شاخص تجمعی امنیت غذایی را نشان می‌دهد که اجزای آن در روابط (۲) تا (۴) تشریح شده است:

$$\mathrm{AHFSI} = 100 - \left[H\left(\left(G + (1-G)I^{p}\right)\right) + \frac{1}{2} CV\left(1 - H\left(G + (1-G)\right)I^{p}\right)\right] \qquad (۱)$$

$$G = \frac{C_S - C_{AU}}{C_S \times H} \qquad (۲)$$

$$H = \frac{P_U}{P_T} \times 100 \qquad (۳)$$

$$I^{p} = 1 + \left(\frac{1}{N}\right) - \left[\frac{2}{\left(m \times N^{2}\right)}\right]\left[\sum_{i=1}^{N} (N - i + 1)Y_i\right] \qquad (۴)$$

در رابطه (۳)، P_U تعداد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند و P_T تعداد کل جمعیت مورد مطالعه است؛ همچنین، در رابطه (۲)، H درصد افرادی که کمتر از استاندارد انرژی یا پروتئین دریافت کرده‌اند، C_S انرژی یا پروتئین استاندارد، C_{AU} میانگین انرژی یا پروتئین دریافتی کمتر از استاندارد، G شدت کمبود انرژی و یا پروتئین دریافتی، S انحراف معیار عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان، $\bar{X}$ میانگین عرضه انرژی یا پروتئین طی زمان، CV ضریب تغییرات عرضه انرژی و پروتئین، I^P ضریب جینی توزیع مخارج بین افراد فقیر، N کل افرادی که

1. Aggregate Household Food Security Index (AHFSI)

زیر خط فقر قرار گرفته‌اند، i iامین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته، Y_i هزینه ناخالص iامین فردی که زیر خط فقر قرار گرفته و m میانگین هزینه ناخالص افراد زیر خط فقر است.

شاخص تجمعی امنیت غذایی خانوار (AHFSI) به دو بخش اصلی قابل تجزیه است. بخش اول رابطه (۱) مربوط به شاخص فقر آمارتیا سن $H\left((G+(1-G)I^{P})\right)$ بوده که با استفاده از سه عنصر سطح فقر غذایی (H)، عمق فقر غذایی (G) و توزیع فقر غذایی (I^P) تعریف شده است؛ و بخش دوم رابطه (۱) مربوط به مطالعهٔ بیگمن $0.5\ CV\ \left(1-H\ (G+(1-G))I^{P}\right)$ در خصوص احتمال مواجهه افراد با فقر غذایی بوده که علاوه بر سه عنصر یادشده، ضریب تغییرات با مقدار ۰/۵ را نیز وارد معادله کرده است. این شاخص یک شاخص تجزیه‌پذیر برای تعیین رتبه امنیت غذایی در یک کشور بر پایه شکاف غذایی، نابرابری در توزیع غذا بین خانوارها و ناپایداری در دستیابی سالانه به غذاست. دامنه این شاخص از صفر تا صد است (Yotopoulos, 1997). در محاسبه شاخص تجمعی امنیت غذایی خانوار، G شدت کمبود انرژی یا پروتئین دریافتی و I^p نیز میزان فقدان نسبی غذا در بین گروه‌های افراد دارای سوءتغذیه را نشان می‌دهد. متغیرهای H و G و I^p به‌صورت میانگین سالانه لحاظ می‌شود و به میانگین مصرف غذای هر فرد بستگی دارد.

برای دستیابی به اهداف پژوهش، لازم است که ابتدا الگوی اقتصادسنجی بر مبنای نظریه‌های اقتصادی و پژوهش‌های صورت‌پذیرفته، برای تعیین عوامل مؤثر بر تخریب منابع طبیعی تصریح شود. از آنجا که متغیرهای مؤثر بر تخریب منابع طبیعی ممکن است با وقفه زمانی بر آن تأثیرگذار شوند و یا خود از تخریب منابع طبیعی تأثیر بپذیرند، استفاده از الگوهای سری زمانی چندمتغیره برای تعیین عوامل مؤثر بر تخریب منابع طبیعی مناسب به‌نظر می‌رسد (Uzar and Eyuboglu, 2019)، زیرا در این الگوها، فرض بر این است که یک متغیر نمی‌تواند تنها توسط گذشته خود توضیح داده شود و اطلاعات دیگری نیز وجود دارد که در توضیح رفتار متغیر مورد نظر مؤثر است (Salami and Jahangard, 2009; Hosseini et al., 2014). در

مطالعهٔ حاضر، به‌منظور بررسی ارتباط بین فقر و تخریب منابع طبیعی، از الگوهـای سـری زمـانی چندمتغیره استفاده می‌شود.

پس از معرفی الگوهای سری زمانی چندمتغیره، این سؤال مطرح می شود که «کدام الگو برای تبیین رابطه بین متغیرها مناسب‌تر است؟». بر پایهٔ نظریهٔ فومبای (Fomby, 1998)، شناسایی الگوی مناسب باید بر اساس ویژگی‌های سری‌های زمانی و نحوه ارتباط بین آنها صورت گیـرد. از این‌رو، برای تبیین ارتباط بین متغیرهای مطالعهٔ پیش رو، پس از انجام بررسـی‌هـایی بـر اسـاس نظریهٔ فومبای، از مدل تصحیح خطای برداری[1] استفاده می‌شـود. سـاختار آغـازین ایـن مـدل بـر مبنای سیستم معادلات خودتوضیح برداری[2] است. یک الگوی خودتوضیح بـرداری (VAR) بـر این فرض استوار است که هر متغیر از گذشتهٔ خود و نیـز از حـال و گذشـته دیگـر متغیرهـای الگـو تأثیر می‌پذیرد. بنابراین، در این الگو، بازخوردهـای ممکـن بـین متغیرهـا در نظـر گرفتـه مـی‌شـود. الگوی خودتوضیح برداری از درجه p را در شکل ماتریسی می‌توان به‌صورت رابطـه (۵) نشـان داد (Lütkepohl, 2005):

$$Y_t = D + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_P Y_{t-P} + U_t \qquad (۵)$$

که در آن، Y_t و وقفه‌های آن بردارهای k×۱ مربوط به متغیرهای الگو، A_j برای j=۱...P، ماتریس‌های k×k ضریب‌های الگو، U بردار k×۱ مربوط به جملات اخلال الگو و D بردار ضریب‌های ثابت هستند. ضریب‌های این الگو، در واقع، نشان‌دهندهٔ رابطه‌های کوتاه‌مدت بین متغیرهای الگو است.

در الگوهای تصحیح خطای برداری (VECM)، تغییرات یک متغیر به تغییرات دوره قبل تمامی متغیرهای موجود در الگو و نیز به انحراف‌های این متغیر از مقادیر تعادلی بلندمدت آن وابسته است. بر همین اساس، در این الگو، واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیر وابسته به متغیرهای مستقل و پیوند رابطه‌های کوتاه‌مدت به بلندمدت قابل بررسی است (Lütkepohl, 2005). مبنای آماری

1. Vector Error-Correction Model (VECM)
2. Vector Auto-Regression (VAR)

استفاده از این الگو وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست. به دیگر سخن، از نظر آماری، متغیرها باید همگرا باشند. برای ارتباط دادن رفتار کوتاه‌مدت Y_t به مقادیر تعادلی بلندمدت، می‌توان رابطه (۵) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری به‌صورت رابطه (۶) تصحیح کرد (Lütkepohl, 2005):

$$\Delta Y_t = -\Pi Y_{t-1} + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots + B_{P-1} \Delta Y_{t-P-1} + D_t + U_t$$
$$\Pi = I - \sum_{j=1}^{P} A_j \qquad B_j = -\sum_{i=j+1}^{P} A_i \qquad j = 1, 2, \ldots, p-1 \qquad (۶)$$

که در آن، ماتریس Π دربردارندهٔ اطلاعات مربوط به رابطه‌های بلندمدت است. در واقع، الگوی تصحیح خطای برداری با یک وقفه در تفاضل‌ها معادل یک الگوی خودتوضیح برداری (VAR) با یک وقفه بیشتر در سطح متغیرها خواهد بود. در رابطه (۶)، می‌توان $\Pi = \alpha\beta$ را نیز در نظر گرفت که در آن، β بردارهای همگرایی میان متغیرها و α ماتریس ضریب سرعت تعدیل[1] است که نشان‌دهندهٔ تعدیل رابطه‌های کوتاه‌مدت به بلندمدت است. می‌توان رابطه (۶) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری برای دو متغیر به‌صورت رابطه (۷) نوشت (Lütkepohl, 2005):

$$\Delta Y_t = \alpha\beta\ Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{1,t-1} + U_t \qquad (۷)$$

به‌گونه‌ای که $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$ ماتریس ضریب‌های تعدیل رابطه‌های کوتاه‌مدت به بلندمدت، $\beta' = [1, -\beta_1]$ ماتریس بردارهای رابطه‌های بلندمدت و $\Gamma_1 = \begin{pmatrix} \gamma_{11,1} & \gamma_{12,1} \\ \gamma_{21,1} & \gamma_{22,1} \end{pmatrix}$ ماتریس ضریب‌های کوتاه‌مدت بین متغیرهاست.

پس از انتخاب الگوی مناسب به ترتیبی که شرح داده شد، برای تبیین رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه، مهم‌ترین مرحله عبارت است از تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگو.

1. Loading Coefficients (LC)

انتخاب وقفه در الگو باید به‌گونه‌ای صورت گیرد که از عدم وجود خودهمبستگی بین جملات خطا و توزیع نرمال آن اطمینان حاصل شود. برای تعیین تعداد وقفه مناسب، ابتدا باید یک حداکثر وقفه برای آزمون در نظر گرفته شود و سپس، با استفاده از آزمون نسبت درست‌نمایی[1] و یا معیارهایی نظیر معیار اطلاعاتی آکاییک[2] و شوارتز[3]، وقفه مناسب انتخاب شود. اما به نظر فیلیپ و پلوبرگر (Phillip and Ploberger, 1994) و ایوانف و کیلیان (Ivanov and Kilian, 2005)، معیار شوارتز به‌ویژه برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰ و یا در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مناسب‌تر است.

در مطالعهٔ حاضر، به‌منظور بررسی وضعیت منابع طبیعی و رابطه آن با فقر، از شاخص تخریب منابع طبیعی ارائه‌شده توسط بانک جهانی استفاده شده است. طبق تعریف بانک جهانی، شاخص تخریب منابع طبیعی یک شاخص تجمعی شامل برداشت از منابع مختلف است، بدین ترتیب که تخریب منابع طبیعی مجموع خالص برداشت از جنگل و منابع انرژی و تخلیه مواد معدنی است. در این شاخص، خالص برداشت از جنگل به معنی برداشت الوار نسبت به رشد طبیعی این منبع در نظر گرفته می‌شود (این شاخص تخریب جنگل را با توجه به سرعت رشد و نرخ برداشت محاسبه می‌کند). برداشت از منابع انرژی نسبت مقدار موجودی منابع انرژی به مدت‌زمان باقی‌ماندهٔ ذخایر (با توجه به ذخیرهٔ باقی‌مانده و نرخ یرداشت) است (منابع انرژی زغال سنگ، نفت خام و گاز طبیعی را پوشش می‌دهد). همچنین، تخلیهٔ مواد معدنی عبارت است از نسبت ارزش موجودی منابع معدنی به مدت‌زمان باقی‌ماندهٔ ذخیره. این مواد معدنی قلع، طلا، سرب، روی، آهن، مس، نیکل، نقره، بوکسیت و فسفات را شامل می‌شود. در مطالعهٔ حاضر، شاخص فقر نیز عبارت است از شاخص جهانی فقر چندبعدی[4] که یک معیار بین‌المللی چندبعدی است و برای بیش از صد کشور در حال توسعه محاسبه می‌شود. این شاخص فقر،

1. Likelihood Ratio (LR)
2. Akaike Information Criterion (AIC)
3. Schwarz Criterion (SC)
4. Multidimensional Poverty Index (MPI)

علاوه بر درآمد، هم‌زمان محرومیت‌های بهداشتی، تحصیلات و نیز استانداردهای زندگی افراد را در نظر می‌گیرد. این شاخص شامل مرگ‌ومیر کودکان و تغذیه در بخش بهداشت، سال‌های تحصیل و حضور در مدرسه در بخش تحصیلات و در نهایت، سوخت پخت‌وپز، سرویس بهداشتی، آب آشامیدنی، خانوارهای بدون دسترسی به برق، مسکن و دارایی‌ها (ملزومات اولیه زندگی همانند رادیو، تلویزیون، یخچال و ...) در بخش استانداردهای زندگی است. شاخص جهانی فقر چندبعدی (MPI) توسط سازمان برنامهٔ عمران سازمان ملل[1] و دفتر گزارش توسعهٔ انسانی[2] و نیز مرکز تحقیقاتی ابتکار فقر و توسعهٔ انسانی آکسفورد[3] در دانشگاه آکسفورد به‌طور مشترک طراحی و راه‌اندازی شد (UNDP, 2019).

همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد، برای تصریح الگوی مورد نظر، متغیرهای اثرگذار بر تخریب منابع طبیعی شناسایی شدند، که مهم‌ترین آنها عبارت‌اند از نابرابری، فقر، مصرف انرژی، تورم و ارزش افزوده. در مطالعهٔ حاضر، بر پایهٔ پیشینه و مبانی نظری پژوهش، ارزش افزودهٔ بخش کشاورزی (به‌عنوان متغیر درون‌زا) و آزادسازی تجاری، شاخص امنیت غذایی، بهره‌وری انرژی و متغیر موهومی آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی (هدفمندی یارانه‌ها) در قالب عوامل تأثیرگذار بر رابطهٔ فقر و تخلیهٔ منابع طبیعی به‌عنوان متغیرهای برون‌زا در مدل وارد شدند؛ همچنین، با توجه به توضیحات پیش‌گفته دربارهٔ متغیر امنیت غذایی، این متغیر به‌عنوان نوآوری پژوهش در این الگو وارد شد. همان‌گونه که پیش‌تر تشریح شد، با توجه به ابعاد چهارگانهٔ امنیت غذایی، این شاخص به‌نوعی بیانگر فقر، نابرابری، تورم و نیز مصرف مواد غذایی است که خود تابع مصرف منابع است. از این‌رو، وارد کردن این متغیر از دیدگاه مبانی نظری و مطالعات صورت‌گرفته، قابل قبول است. بنابراین، در پژوهش حاضر، متغیر LAHFSI شاخص امنیت غذایی، متغیر PRO بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی، LPOVE لگاریتم شاخص فقر، LGDPG لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی و DD متغیر موهومی برای

1. United Nations Development Programme (UNDP)
2. Human Development Report Office (HDRO)
3. Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI)

آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی (عدد «یک» برای سال آغاز اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها یعنی، سال ۱۳۸۹ و پس از آن و عدد «صفر» برای سال‌های پیش از اجرای این سیاست) در نظر گرفته شده است؛ همچنین، LTT لگاریتم آزادسازی تجاری (نسبت حجم تجارت به کل GDP) و DEPL تخریب منابع طبیعی را نشان می‌دهد. شایان یادآوری است که در مطالعهٔ حاضر، داده‌های مورد نیاز از بانک جهانی، بانک اطلاعاتی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و برنامهٔ عمران سازمان ملل (UNDP) برای دورهٔ ۱۳۹۶-۱۳۷۳ استخراج شدند. سرانجام و پس از بررسی الگوهای مختلف و بر اساس آماره‌های خوبی برازش، الگوی زیر تصریح شد:

$$\Delta DEPL_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta DEPL_{t-i} + \alpha_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta LPOVE_{t-i} + \alpha_3 \sum_{i=1}^{n} \Delta LGDPG_{t-i} + \lambda_{1i} \sum_{i=1}^{m} ECT_{i,t-1}$$
$$+ \alpha_4 \sum_{i=1}^{n} LAHFSI_{t-1} + \alpha_5 \sum_{i=1}^{n} LTT_{t-1} + \alpha_6 \sum_{i=1}^{n} PRO_{t-1} + \alpha_7 DD + \mu_t$$
$$\Delta LPOVE_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta LPOVE_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta DEPL_{t-i} + \beta_3 \sum_{i=1}^{n} \Delta LGDPG_{t-i} + \gamma_{1i} \sum_{i=1}^{m} ECT_{i,t-1} \quad (۹)$$
$$+ \beta_4 \sum_{i=1}^{n} LAHFSI_{t-1} + \beta_5 \sum_{i=1}^{n} LTT_{t-1} + \beta_6 \sum_{i=1}^{n} PRO_{t-1} + \beta_7 DD + \nu_t$$
$$\Delta LGDPG_t = \delta_0 + \delta_1 \sum_{i=1}^{n} \Delta LGDPG_{t-i} + \delta_2 \sum_{i=1}^{n} \Delta DEPL_{t-i} + \delta_3 \sum_{i=1}^{n} \Delta LPOVE_{t-i} + \eta_{1i} \sum_{i=1}^{m} ECT_{i,t-1}$$
$$+ \delta_4 \sum_{i=1}^{n} LAHFSI_{t-1} + \delta_5 \sum_{i=1}^{n} LTT_{t-1} + \delta_6 \sum_{i=1}^{n} PRO_{t-1} + \delta_7 DD + \omega_t$$

نتایج و بحث

به‌منظور بررسی ارتباط بین فقر و تخریب منابع طبیعی، ابتدا ارزیابی وضعیت مانایی متغیرها صورت گرفت. بررسی ایستایی متغیرهای مورد نظر در جدول ۱ نشان می‌دهد که هر هفت متغیر با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

جدول ۱- بررسی ایستایی متغیرهای الگو با استفاده از آزمون‌های PP و ADF

متغیر		سطح				تفاضل اول				درجه ایستایی
		ADF		PP		ADF		PP		
		محاسباتی	معنی‌داری	محاسباتی	معنی‌داری	محاسباتی	معنی‌داری	محاسباتی	معنی‌داری	
LAHFSI	لگاریتم شاخص امنیت غذایی	-۰/۹۴	۰/۹۰	-۰/۹۲	۰/۹۰	-۴/۸۸	۰/۰۰	-۹/۵۹	۰/۰۰	I (1)
PRO	بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی	-۲/۱۸	۰/۲۱	-۲/۲۳	۰/۲۰	-۵/۴۵	۰/۰۰	-۵/۴۵	۰/۰۰	I (1)
LTT	لگاریتم آزادسازی تجاری	-۲/۰۵	۰/۲۶	-۱/۴۰	۰/۱۴	-۳/۷۷	۰/۰۰	-۷/۳۲	۰/۰۰	I (1)
LGDPG	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۲/۲۶	۰/۱۹	-۰/۸۰	۰/۸۰	-۶/۰۲	۰/۰۰	-۱۲/۳۰	۰/۰۰	I (1)
LPOVE	لگاریتم شاخص فقر	۰/۷۶	۰/۸۷	۰/۷۲	۰/۸۶	-۴/۴۲	۰/۰۰	-۴/۴۲	۰/۰۰	I (1)
DEPL	برداشت از منابع طبیعی	-۰/۷۴	۰/۳۸	-۰/۲۳	۰/۵۹	-۵/۸۵	۰/۰۰	-۷/۶۰	۰/۰۰	I (1)

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به درجه مانایی متغیرهای مورد بررسی، وجود رابطه بلندمدت امکان‌پذیر است، که نیازمند بررسی و آزمون است. به همین منظور، در مرحله بعد، با بهره‌گیری از یک الگوی VAR، تعداد وقفه بهینه با استفاده از آماره های LR، FPE، AIC، SBC و HQC تعیین شده، که نتایج آن در جدول ۲ آمده است. همان‌گونه که دیده می‌شود، آماره‌ها در وقفه اول از کمترین مقدار برخوردارند؛ در نتیجه، وقفه یک به‌عنوان وقفه بهینه به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۲- تعیین تعداد وقفهٔ بهینه با بهره‌گیری از الگوی VAR

تعداد وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SBC	HQC
۰	۲۵/۰۸	-	$۶/۸۱\times۱۰e^{-۵}$	-۱/۰۹	-۰/۵۰	-۰/۷۹۶۶
۱	۶۱/۶۲	۵۱/۷۵*	$۷/۱۷\times۱۰e^{-۵}$ *	-۳/۳۸*	-۲/۳۵*	-۳/۱۱*
۲	۶۷/۶۵	۷/۰۴	$۱/۰۲\times۱۰e^{-۵}$	-۳/۱۳	-۱/۶۶	-۲/۷۴
۳	۷۴/۸۹	۶/۶۴	$۱/۴۹\times۱۰e^{-۵}$	-۲/۹۹	-۱/۰۷	-۲/۴۸

مأخذ: نتایج تحقیق

در ادامه، با توجه به وقفه بهینه تعیین‌شده در مرحله قبل، از مدل جوهانسن و جوسلیوس (Johansen, 1988; Johansen and Juselius, 1990) به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها استفاده شد. نتایج حاصل از بررسی آزمون هم‌انباشتگی نشان داد که در دو حالت از پنج حالت ممکن، با استفاده از هر دو آمارهٔ λ_{Trace} و λ_{Max} تعداد دو بردار بلندمدت و تنها در حالت بدون عرض از مبدأ و روند، دو رابطه بلندمدت وجود دارد. با توجه به بررسی انجام‌شده با آماره های خوبی برازش، حالت دوم (با عرض از مبدأ و روند) به‌عنوان پایه مورد نظر برای برآورد رابطه بلندمدت استفاده شده که به‌منظور پرهیز از افزایش حجم مطالب، از ارائه آن خودداری شده است.

جدول ۳- بررسی رابطه علّی بین متغیرها

متغیرها	آماره χ^2	آماره احتمال
رابطه علّی بین DEPL و LPOVE و LGDPG	۷/۱۵۱۲	۰/۰۲۸۰
رابطه علّی بین LPOVE و DEPL و LGDPG	۱۹/۰۰۸۶	۰/۰۰۰۱
رابطه علّی بین LGDPG و LPOVE و DEPL	۴/۶۳۴۴	۰/۰۹۸۵

مأخذ: نتایج تحقیق

وجود رابطه علّی بین متغیرهای درون‌زا با استفاده از علیت گرنجر بلوکی[1] بررسی شد. مطابق با جدول ۳، آماره χ^2 برای رابطه علی بین متغیر تخریب منابع طبیعی (DEPL) و متغیرهای لگاریتم شاخص فقر (LPOVE) و لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (LGDPG) برابر با ۷/۱۵ (۰/۰۳)، برای رابطه علی بین متغیر لگاریتم شاخص فقر (LPOVE) و متغیرهای تخریب منابع طبیعی (DEPL) و لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (LGDPG) برابر با ۱۹/۰۱ (۰/۰۰۰۱) و برای رابطه علّی بین لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی (LGDPG) و متغیرهای تخریب منابع طبیعی (DEPL) و لگاریتم شاخص فقر (LPOVE) برابر با ۴/۶۳ (۰/۰۹) برآورد شده، که نشان‌دهندهٔ برقراری رابطه علی دوطرفه بین متغیرهای تخریب منابع طبیعی، لگاریتم شاخص فقر و لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی است.

1. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، بر اساس آمارهٔ λ_{Trace}، در حالت فرض صفر «عدم وجود رابطه بلندمدت»، مقدار محاسباتی آن از آماره بحرانی بیشتر است و از این‌رو، فرض صفر رد و امکان وجود رابطه بلندمدت به تعداد یک و بیشتر وجود دارد. در مرحله دوم و با فرض صفر «حداکثر یک رابطه بلندمدت»، مقدار آماره محاسباتی ۱۵/۰۹ بوده که از مقدار بحرانی آن (۲۰/۲۶) کمتر است و از این‌رو، فرض صفر قبول و وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت تأیید می‌شود. بررسی آماره λ_{Max} نیز در فرض صفر «وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت» دارای مقدار آماره محاسباتی (۱۲/۲۳) کمتر از مقدار بحرانی آن (۱۵/۸۹) است.

در ادامه، پس از بررسی وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها و تعیین نوع و درجه آن، اقدام به برآورد رابطه بلندمدت بین شاخص فقر و تخریب منابع طبیعی شد. پیش از تحلیل پارامترهای به‌دست‌آمده از مدل بلندمدت برآوردی، لازم است که به‌منظور تأیید خوبی برازش، ویژگی‌های اقتصادسنجی مدل بررسی شود. در جدول ۴، وضعیت خودهمبستگی بررسی و بر اساس هر دو آمارهٔ Q، فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی رد نمی‌شود و به همین دلیل، پارامترها قابل اطمینان هستند.

جدول ۴- بررسی خودهمبستگی سریالی مدل برآورد شده‌ی VECM

وقفه	آماره Q	سطح معنی‌داری	آماره Q تعدیل‌شده	سطح معنی‌داری	درجه آزادی
۱	۴/۰۲۱۵	۰/۹۹۸۹	۴/۱۹۶۳	۰/۹۹۸۵	۱۵
۲	۲۰/۵۸۰۲	۰/۷۱۵۸	۲۲/۲۶۰۳	۰/۶۲۰۷	۲۵
۳	۲۶/۸۲۲۹	۰/۸۰۴۵	۲۹/۳۹۴۹	۰/۶۹۲۹	۳۴
۴	۴۰/۴۱۰۴	۰/۵۸۴۲	۴۵/۶۹۹۹	۰/۳۶۰۶	۴۳
۵	۵۰/۰۱۶۳	۰/۵۵۲۳	۵۷/۸۳۳۷	۰/۲۶۸۷	۵۲
۶	۵۸/۴۶۰۸	۰/۵۶۸۵	۶۹/۰۹۳۰	۰/۲۲۲۹	۶۱
۷	۶۳/۱۲۸۳	۰/۷۰۶۸	۷۵/۶۸۲۴	۰/۳۰۰۲	۷۰
۸	۷۱/۸۹۱۷	۰/۷۰۱۹	۸۸/۸۲۷۰	۰/۲۱۰۷	۷۹
۹	۷۹/۸۰۲۰	۰/۷۲۱۶	۱۰۱/۴۸۴۱	۰/۱۵۴۳	۸۸
۱۰	۸۶/۷۷۳۴	۰/۷۶۲۲	۱۱۳/۴۳۵۱	۰/۱۲۱۷	۹۷

مأخذ: نتایج تحقیق

در جدول ۵، نتایج بررسی وضعیت واریانس ناهمسانی ارائه شده است. نتایج نشان داد که بر اساس هر دو آمارهٔ F و کای‌دو، فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی رد نمی‌شود و بدین سبب، پارامترهای الگو مورد اعتماد هستند.

جدول ۵- بررسی واریانس ناهمسانی آزمون وایت مدل برآوردشدهٔ VECM

وقفه	آماره R-Squared	آماره F	سطح معنی‌داری	آمارهٔ کای‌دو	سطح معنی‌داری
Resid1*Resid1	۰/۲۱۵۴	۰/۴۲۷۲	۰/۸۹۸۹	۵/۱۷۱۱	۰/۸۱۹۱
Resid2*Resid2	۰/۳۰۲۳	۰/۶۷۴۱	۰/۷۲۰۲	۷/۲۵۶۳	۰/۶۱۰۵
Resid3*Resid3	۰/۲۳۳۴	۰/۴۷۳۷	۰/۸۶۹۱	۵/۶۰۳۱	۰/۷۷۸۹
Resid2*Resid1	۰/۲۳۷۶	۰/۴۸۴۹	۰/۸۶۱۵	۵/۷۰۴۰	۰/۷۶۹۱
Resid3*Resid1	۰/۲۱۸۰	۰/۴۳۳۷	۰/۸۹۴۸	۵/۲۳۳۳	۰/۸۱۳۵
Resid3*Resid2	۰/۳۸۵۶	۰/۹۷۶۶	۰/۴۹۷۶	۹/۲۵۶۶	۰/۴۱۳۹
				۴۲/۸۴۳۰	۰/۸۶۲۷

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از بررسی وضعیت خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی، نرمال بودن اجزای اخلال الگو آزمون شد. بدین منظور، از آمارهٔ چولسکی[1] که بر مبنای آمارهٔ JB است، استفاده شد. بر اساس نتایج، مقدار آمارهٔ JB در حالت کلی ۴/۲۱۱۳ شده است، که معنی‌دار نیست (آماره احتمال برابر با ۰/۶۴۸۱ است) و در نتیجه، فرض صفر نرمال بودن جملات پسماند الگو رد نمی‌شود. از این‌رو، معنی‌داری و سطوح احتمال پارامترهای الگو قابل اعتماد است.

با توجه به آزمون‌های یادشده و تأیید صحت نتایج به‌دست‌آمده از مدل برآوردشده با استفاده از روش VECM، نتایج حاصل از رابطه بلندمدت بین فقر و تخریب منابع طبیعی در جدول ۶ ارائه شده است. طبق نتایج ارائه‌شده، وقفه اول لگاریتم فقر بر تخلیه (تخریب) منابع طبیعی اثر مثبت و معنی‌دار دارد که با مطالعات بلوچ و همکاران (Baloch et al., 2020) و ماسرون و سابرامانیام (Masron and Subramaniam, 2019) مطابقت دارد و ضریب آن معادل

1. Cholesky of Covariance (Lutkepohl)

۳/۵۱ است. میزان کشش متغیر لگاریتم فقر ۰/۱۹ بوده و یدین معنی است که به ازای هر یک درصد افزایش فقر، مقدار برداشت و تخریب منابع طبیعی ۰/۱۹ درصد افزایش خواهد داشت. ضریب ارزش افزوده بخش کشاورزی برابر با ۲/۱۶- برآورد شده، که نشان‌دهندهٔ اثر منفی ارزش افزوده بخش کشاورزی بر تخریب منابع طبیعی است و با نتایج مطالعات فرحانی و رجب (Farhani and Rejeb, 2012) و آروری و همکاران (Arouri et al., 2012) همخوانی دارد؛ به دیگر سخن، با افزایش یک درصدی در ارزش افزوده بخش کشاورزی، ۰/۲۰ درصد از منابع طبیعی کمتر برداشت خواهد شد (اثر متغیر ارزش افزوده بر اساس کشش). آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی (با کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی) و آزادسازی تجاری (با افزایش مبادلات تجاری و تأمین نیازهای کشور از طریق واردات و کاهش مصرف منابع داخلی)، به‌ترتیب، با ضرایب ۰/۱۱- و ۰/۲۳- بر تخریب منابع طبیعی اثر منفی دارند، که با نتایج مطالعهٔ بهاتتاچاریا (Bhattacharya, 2019) مطابقت دارند و در واقع، باعث کاهش تخریب منابع طبیعی می‌شوند. بنابراین، می‌توان گفت که در اثر افزایش یک درصدی آزادسازی تجاری، ۰/۲۳ درصد تخریب منابع طبیعی کاهش خواهد یافت. بر اساس نتایج مطالعهٔ حسینی و همکاران (Hosseini et al., 2016)، آزادسازی تجاری باعث بهبود امنیت غذایی می‌شود، بدین صورت که با آزادسازی تجاری و افزایش مبادلات و واردات، دسترسی به غذا از لحاظ مادی و اقتصادی افزایش می‌یابد که در نتیجه، بهبود وضعیت امنیت غذایی و کاهش تخریب منابع طبیعی را به‌همراه خواهد داشت. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، شاخص امنیت غذایی اثر منفی و معنی‌دار بر تخریب منابع طبیعی دارد (ضریب کشش امنیت غذایی برابر با ۰/۷۸- برآورد شده است)، به‌گونه‌ای که به ازای هر یک درصد افزایش در شاخص امنیت غذایی، میزان تخریب منابع طبیعی ۰/۷۸ درصد کاهش خواهد یافت. از آنجا که امنیت غذایی به‌نوعی بیانگر دسترسی جامعه به غذا از نظر کمّی و کیفی و به‌صورت مستمر است و از طرفی، غذا و مواد غذایی نیز با استفاده مستقیم و غیرمستقیم از منابع طبیعی تهیه و تأمین می‌شود، بهبود وضعیت امنیت غذایی، کاهش برداشت و تخریب منابع طبیعی را در پی خواهد داشت.

همچنین، بهره‌وری انرژی بر میزان تخریب منابع طبیعی با ضریب ۰/۲۱- اثر منفی دارد و اما معنی‌دار نیست.

جدول ۶- نتایج برآورد رابطه بلندمدت تخریب منابع طبیعی با بهره‌گیری از روش VECM

متغیر	مقدار پارامتر	انحراف معیار	آمارهٔ t
وقفه اول لگاریتم فقر	۳/۵۱۰۳	۱/۵۴۸۵	۲/۲۶۶۸
وقفه اول لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۲/۱۶۸۱	۰/۵۶۶۳	-۳/۸۲۸۳
عرض از مبدأ	۱۱/۹۴۷۳	۱۴/۹۳۱۶	۰/۸۰۰۱
ضریب تصحیح خطا	-۰/۵۹۷۷	۰/۲۷۵۱	-۲/۱۷۲۸
متغیر موهومی آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی	-۰/۱۱۸۸	۰/۰۶۹۲	-۱/۷۱۶۸
لگاریتم آزاد سازی تجاری	-۰/۲۳۰۲	۰/۱۰۵۸	-۲/۱۷۵۶
لگاریتم شاخص امنیت غذایی	-۰/۲۱۱۷	۰/۰۹۹۹	-۲/۱۱۷۸
شاخص بهره‌وری انرژی در بخش کشاورزی	-۰/۲۱۴۶	۰/۱۸۹۸	-۱/۱۳۰۶

مأخذ: نتایج تحقیق

ضریب تصحیح خطا، که بیانگر سرعت تعدیل الگوی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است، مطابق با نتایج ۰/۵۹۷۷- برآورد شده که در سطح ۹۵ درصد، از نظر آماری معنی‌دار و منطبق بر نظریه است. به دیگر سخن، تعدیل کامل نتایج حاصل از یک تکانه بیش از یک سال زمان خواهد برد که مدت نسبتاً طولانی است و نشان می‌دهد که در هر دوره، ۵۹/۷۷ درصد از خطای عدم تعادل از بین خواهد رفت.

جدول ۷ تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیر تخریب منابع طبیعی را نشان می‌دهد. تجزیه واریانس روشی برای آزمون پویایی مدل VAR استو به بررسی تغییرات متغیر وابسته به‌علت تکانه‌های وارد بر آن در مقابل تکانه‌های وارد بر سایر متغیرهای وابسته می‌پردازد. تجزیه واریانس تعیین می‌کند که چه مقدار از واریانس خطای پیش‌بینی یا اثر تکانه‌ها ناشی از عوامل مختلف است؛ به همین علت، مجموع هر سطر برابر با صد است (Souri, 2013). در این جدول، اثرات تکانهٔ واردشده به متغیرهای سیستم در دوره اول و همچنین، پس از پنج، ده، بیست و سی دوره گزارش شده است. همان‌گونه که دیده می‌شود، در دوره اول پیش‌بینی، کل

نوسان‌های متغیر تخریب منابع طبیعی توسط تکانهٔ مربوط به خود متغیر تخریب منابع طبیعی توضیح داده می‌شود که این نسبت در دوره‌های بعد کاهش و سهم تکانه‌های دیگر متغیرها افزایش می‌یابد، به‌گونه‌ای که نوسان‌های متغیر لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی بیشترین توضیح دهندگی را در مورد نوسان های متغیر تخریب منابع طبیعی خواهد داشت و سهم متغیر لگاریتم شاخص فقر در توضیح نوسان‌های تخریب منابع طبیعی افزایش می‌یابد. مطابق با جدول ۷، پس از سی دوره، دو متغیر لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی و فقر، به‌ترتیب، ۱۹/۴۱۹۶ و ۰/۰۲۱۵ درصد نوسان‌های تخریب منابع طبیعی را ایجاد می‌کنند، در حالی که نزدیک به هشتاد درصد واریانس تخریب منابع طبیعی توسط متغیر تخریب منابع طبیعی ایجاد می‌شود. منابع طبیعی، با توجه به ماهیت خود، در صورت تخریب و برداشت بی رویه، ممکن است در شرایط غیرقابل ترمیم و نقطه عدم بازگشت به شرایط اولیه و یا پایدار قرار گیرند. در حقیقت، در بیشتر منابع طبیعی، نرخ برداشت از منابع بیش از نرخ رشد و ترمیم منبع است که در نتیجه، منبع را در معرض تخریب کامل قرار می‌دهد. به همین علت، توجه به حفاظت از منابع طبیعی و تعادل در نرخ رشد و برداشت از آنها بسیار ضروری و حیاتی است. از این‌رو، به‌نظر می‌رسد که با توجه به شرایط منابع طبیعی در ایران و شواهد، آمارها و داده‌های موجود، بیشترین توضیح دهندگی از بین متغیرها و مهم‌ترین علت تخریب منابع طبیعی برهم خوردن نرخ برداشت و نرخ رشد بوده، که در نتایج تحقیق نیز قابل مشاهده است. همچنین، نتایج جدول ۷ حاکی از تأثیرگذاری بالای ارزش افزوده بخش کشاورزی در تخریب منابع طبیعی است.

جدول ۷- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیر تخریب منابع طبیعی

دوره	DEPL	LGDPG	LPOVE
۱	٪ ۱۰۰	٪ ۰	٪ ۰
۵	٪ ۸۷/۷۶۱۲	٪ ۱۰/۲۲۵۲	٪ ۰/۰۱۳۵
۱۰	٪ ۸۳/۷۳۱۰	٪ ۱۶/۲۵۰۸	٪ ۰/۰۱۸۰
۲۰	٪ ۸۱/۳۹۳۸	٪ ۱۸/۵۸۵۵	٪ ۰/۰۲۰۶
۳۰	٪ ۸۰/۵۵۸۸	٪ ۱۹/۴۱۹۶	٪ ۰/۰۲۱۵

مأخذ: نتایج تحقیق

از آنجا که تعبیر و تفسیر ضرایب تکی در مدل‌های تخمینی VAR غالباً دشوار است، در عمل، تابع واکنش تخمین زده می‌شود. در این الگوها، تابع واکنش آنی[1] واکنش متغیر وابسته به تکانه‌های واردشده به جملات خطا در معادلات را تعیین می‌کند. فرض کنید که μ در معادلهٔ DEPL به مقدار یک انحراف معیار افزایش می‌یابد، چنین تکانه یا تغییری برداشت از منابع طبیعی در دوره جاری و آینده را تغییر خواهد داد؛ اما از آنجا که این متغیر در معادلهٔ رگرسیون لگاریتم شاخص فقر و لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد، تغییر در μ نیز بر لگاریتم شاخص فقر و لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر خواهد گذاشت. به همین ترتیب، تغییر یک انحراف معیار در ν معادلهٔ لگاریتم شاخص فقر دارای تأثیر بر معادلات برداشت از منابع طبیعی و لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی خواهد بود (Gujarati, 1978). نتایج برآورد توابع واکنش آنی (IRF) در جدول ۸، به‌منظور تجزیه‌وتحلیل دقیق‌تر به‌صورت کمّی گزارش شده است. در این جدول، واکنش تخریب منابع طبیعی نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای تخریب منابع طبیعی، لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی و لگاریتم شاخص فقر طی پنج دوره دیده می‌شود. ستون دوم جدول توضیح دهندگی تخریب منابع طبیعی (به اندازه یک انحراف معیار) توسط خود متغیر تخریب منابع طبیعی را نشان می‌دهد. به دیگر سخن، اگر تخریب منابع طبیعی به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد، در همان دوره (دوره اول)، تمامی تکانه توسط خود تخریب منابع طبیعی توضیح داده می‌شود. این اثر با گذشت دوره‌های بعد کاهش می‌یابد، به‌گونه‌ای که در دوره دوم، به ۰/۹۵۹۹ درصد می‌رسد و با گذشت پنج دوره، به ۰/۹۱۴۶ درصد خواهد رسید. ستون سوم جدول ۹ اثر تکانه وارده بر تخریب منابع طبیعی از طرف متغیر لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی را نشان می‌دهد. بر اساس ارقام این ستون، اگر این نسبت به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد، در همان دوره اول، بر تخریب منابع طبیعی تأثیری ندارد، ولی در دوره بعد، به ۰/۷۰۶۰ درصد تخریب منابع طبیعی را کاهش می‌دهد؛ و در نهایت، بعد از پنج دوره، باعث کاهش ۰/۷۴۶۵ درصدی در تخریب منابع

1. Impulse Response Function (IRF)

طبیعی می‌شود. ستون چهارم جدول اثر تکانه وارده بر تخریب منابع طبیعی از طرف لگاریتم شاخص فقر را نشان می‌دهد؛ بر اساس ارقام این ستون، اگر این نسبت به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد، در همان دوره اول، بر تخریب منابع طبیعی تأثیری ندارد، ولی در دوره بعد، ۰/۱۵ درصد تخریب منابع طبیعی را افزایش می‌دهد؛ و پس از پنج دوره، به ۰/۱۵۸۶ درصد این میزان تأثیرگذاری افزایش می‌یابد.

جدول ۸- توابع واکنش آنی (واکنش تخریب منابع طبیعی نسبت به کنش در دیگر متغیرها)

دوره	DEPL	LGDPG	LPOVE
۱	۱۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۲	۰/۹۵۹۹	-۰//۷۰۶۰	۰//۱۵۰۰
۳	۰/۹۱۷۱	-۰/۷۴۴۳	۰/۱۵۸۲
۴	۰/۹۱۴۸	-۰/۷۴۶۴	۰/۱۵۸۶
۵	۰/۹۱۴۶	-۰/۷۴۶۵	۰/۱۵۸۶

مأخذ: نتایج تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش پیش رو، با توجه به اهمیت و نقش منابع طبیعی در زندگی انسان و تأثیر آسیب‌های ناشی از فقر بر منابع طبیعی و به‌دنبال آن، تأثیرپذیری بخش کشاورزی، تحلیلی بر رابطهٔ فقر و تخریب منابع طبیعی و ارزش افزوده بخش کشاورزی در قالب یک الگوی تصحیح خطای برداری در دوره ۱۳۹۶-۱۳۷۳ صورت گرفت.

همان‌گونه که نتایج نشان داد، فقر دارای تأثیر مثبت بر تخریب منابع طبیعی است، به‌گونه‌ای که از یک سو، باعث تخریب منابع طبیعی و برداشت بیش از حد منابع طبیعی خواهد شد و از سوی دیگر، با برداشت و تخریب منابع طبیعی، پایداری محیط زیست با مخاطره مواجه خواهد شد. در واقع، رابطه‌ای دوسویه بین فقر و تخریب منابع طبیعی وجود دارد و نشان‌دهندهٔ لزوم توجه به فقر و تخریب منابع طبیعی به‌طور هم‌زمان بوده، که به‌نوعی بیانگر لزوم توجه در وضع سیاست‌ها با در نظر گرفتن هر دو مقوله است، بدین معنی که در سیاست‌ها و برنامه‌ها، باید

ضمن توجه هم‌زمان به هر دو بعد فقر و تخریب منابع طبیعی، از کاربرد مفاهیم متعارض پرهیز شود. بر پایهٔ نتایج به‌دست‌آمده و با توجه به اثرگذاری بازدارنده و کاهشی ارزش افزوده بخش کشاورزی بر روند تخریب منابع طبیعی، توجه بدین بخش بسیار ضروری می‌نماید. افزایش به‌کارگیری فناوری در راستای تولید محصولات کشاورزی، از طریق بهبود بهره‌وری، به‌صورت مستقیم و یا غیرمستقیم، باعث کاهش هزینه‌های تولید می‌شود و با کاهش قیمت مواد غذایی، به بهبود وضعیت خانوارهای شهری و روستایی کمک می‌کند و در نهایت، دارای اثرات مثبت بر وضعیت تولیدات داخلی و وضعیت فقر و به‌دنبال آن، کاهش تخریب منابع طبیعی خواهد بود. افزون بر این، نظر به تأثیرگذاری ارزش افزوده و به عبارتی، تولیدات بخش کشاورزی و در نتیجه، افزایش سهم عوامل تولید (شامل خانوارها که صاحبان سرمایه و نیروی کار به‌شمار می‌روند)، دولت و نهادهای مربوط با اعمال سیاست حمایت از بخش کشاورزی، می‌توانند با تکمیل زیرساخت‌های بخش کشاورزی، هدفمندسازی و تزریق بهینه یارانه‌ها و مدیریت بهینه منابع مالی، از خروج سرمایه از این بخش پیشگیری کنند و زمینه‌ساز افزایش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری شوند. این افزایش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری و البته افزایش تولید می‌تواند دسترسی بیشتر به غذا، افزایش درآمد از طریق نیروی کار خانوارها، افزایش درآمد ارزی در اثر افزایش صادرات و ارزآوری حاصل از صادرات را به نبال داشته باشد و به ارتقای امنیت غذایی و بر پایهٔ نتایج پژوهش حاضر، به تقویت حفاظت از منابع طبیعی بینجامد.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از الگو و اثر منفی سیاست آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی (سیاست هدفمندی یارانه‌ها) و اثر کاهشی آن بر تخریب منابع طبیعی، می‌توان چنین برداشت کرد که اجرایی شدن سیاست هدفمندی یارانه‌ها کاهش تخریب منابع طبیعی را سبب شده است. از این‌رو، توجه به لزوم تأثیرگذاری هرچه بیشتر این سیاست بر کاهش تخریب منابع طبیعی، شناسایی خانوارهای زیر خط فقر و حذف دهک‌های پردرآمد و تخصیص بودجهٔ صرفه‌جویی‌شده به حمایت از خانوارهای با درآمد کمتر، از راهکارهای پیشنهادی به‌منظور

حرکت در راستای ارتقای سطح زندگی و کاهش فقر و در نتیجه، حفاظت از منابع طبیعی به‌شمار می‌روند.

منابع

1. ADB (2013). Food security challenges in Asia. Asian Development Bank (ADB). Available at https://www.oecd.org/derec/adb/Food-security-challenges-Asia.
2. Arouri, M.E.H., Ben Youssef, A., M'henni, H. and Rault, C. (2012). Energy consumption, economic growth and CO2 emissions in Middle East and North African countries. IZA Discussion Paper No. 6412. Available at http:/www.ideas.repec.org/a/eee/enepol/v45y2012icp342-349.html.
3. Baloch, M.A., Danish, Khan, S.U.-D., Ulucak, Z.Ş. and Ahmad, A. (2020). Analyzing the relationship between poverty, income inequality, and CO2 emission in Sub-Saharan African countries. *Science of the Total Environment*, 740: 139867. Available at https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.139867.
4. Bhattacharya, H. (2019). Environmental and socio-economic sustainability in India: evidence from CO_2 emission and economic inequality relationship. Environ. Econ. Policy, 0: 1-20. Available at https://doi.org/10.1080/21606544.2019.1604267.
5. Bigman, D. (1993). The measurement of food security. In: P. Berck and D. Bigman (eds.) Food security and food inventories in developing countries. Wallingford: *CAB International*, 238-251.
6. Cheema, A.R. and Sial, M.H. (2012). Poverty, income inequality, and growth in Pakistan: a pooled regression analysis. *The Lahore Journal of Economics*, 17(2): 137-157.
7. Choker, B.A. (2004). Perception and response to the challenge of poverty and environmental resource degradation in rural Nigeria: case study from the Niger Delta. *Journal of Environmental Psychology*, 24: 306.
8. Da Matta, F.M., Grandis, A., Arenque, B.C. and Buckeridge, M.S. (2010). Impacts of climate changes on crop physiology and food quality. *Food Research International*, 43: 1814-1823.
9. Demir, C., Cergibozan, R. and Gök, A. (2019). Income inequality and CO2 emissions: empirical evidence from Turkey. *Energy Environ*., 30: 444-461. Available at https://doi.org/10.1177/0958305X18793109.
10. Dhrifi, A., Jaziri, R. and Alnahdi, S. (2020). Does foreign direct investment and environmental degradation matter for poverty? Evidence from

developing countries. *Struct. Chang. Econ. Dyn.*, 52: 13-21. Available at https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.09.008.
11. Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. Ecol. Econ., 49(4): 431-455.
12. Dong, J., Gruda, N., Lam, S.K., Li, X. and Duan, Z. (2018). Effects of elevated CO_2 on nutritional quality of vegetables: a review. *Frontiers in Plant Science*, 9: 924. Available at https://doi.org/10.3389/fpls.2018.00924.
13. Ebi, K.L. and Ziska, L.H. (2018). Increases in atmospheric carbon dioxide: anticipated negative effects on food quality. *PLoS Med*, 15(7): e1002600. Available at https://doi.org/10.1371/journal. pmed.1002600.
14. Eskandari-Damaneh, H., Noroozi, H., Mehrab Ghoochani, O., Taheri-Reykandeh, E. and Cotton, M. (2020). Evaluating rural participation in wetland management: a contingent valuation analysis of the set-aside policy in Iran. *Science of the Total Environment*, 747: 141127. Available at https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141127.
15. Farhani, S. and Rejeb, J.B. (2012). Energy consumption, economic growth and co2 emissions: evidence from panel data for MENA region. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2(2): 71-81. Available at www.econjournals.com.
16. Fomby, B.T. (1998). How to model multivariate time series data. Dallas, USA: Department of Economics, Southern Methodist University.
17. Gani, A. (2012). The relationship between good governance and carbon dioxide emissions: evidence from developing economies. *Journal of Economic Development*, 37(1): 77-93.
18. Gujarati, D. (1978). Basic econometrics. New York: McGraw-Hill.
19. Hosseini, S.S., Noroozi, H., Pakravan, M.R. and Mehrparvar Hosseini, E. (2016). The effect of government protection policies for consumers and producers in the agricultural sector on food security in Iran. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 47(3): 755-769. DOI: 10.22059 / ijaedr.2016.60601. (Persian)
20. IEA (2019). Final energy consumption and its growth in Iran. International Energy Agency (IEO), Online Data Services. Available at www.iea.org.
21. IPCC (2019). Summary for policymakers. In: P.R. Shukla, J. Skea, E. Calvo Buendia, … J. Malley (eds.) Climate change and land: an IPCC special report on climate change, desertification, land degradation, sustainable land management, food security, and greenhouse gas fluxes in terrestrial ecosystems. [In Press]

22. Ivanov, V. and Kilian, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, De Gruyter*, 9(1): 1-36.
23. Johanson, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-2 54.
24. Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
25. Khan, S.A.R. (2019). The nexus between carbon emissions, poverty, economic growth, and logistics operations: empirical evidence from Southeast Asian countries. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 26(13): 13210-13220. Available at https://doi.org/10.1007/s11356-019-04829-4.
26. Leisner, C.P. (2020). Climate change impacts on food security-focus on perennial cropping systems and nutritional value. *Plant Science*, 293: 110412.
27. Li, K., Fang, L. and He, L. (2019). How population and energy price affect China's environmental pollution? *Energy Policy*, 129: 386-396. Available at https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.02.020.
28. Lou, Z., Cai, B.F., Zhu, N., Zhao, Y., Geng, Y., Yu, B. and Chen, W. (2017). Greenhouse gas emission inventories from waste sector in China during 1949-2013 and its mitigation potential. *Cleaner Production*, 157: 118-124.
29. Lütkepohl, H. (2005). New introduction to multiple time series analysis. New York: Springer.
30. Masron, T.A. and Subramaniam, Y. (2019). Does poverty cause environmental degradation? Evidence from developing countries. *Journal of Poverty*, 23: 44-64. Available at https://doi.org/10.1080/10875549.2018.1500969.
31. MOE (2010). Energy balance sheet. Tehran: Ministry of Energy (MOE), Deputy Minister of Electricity and Energy, Office of Planning and Macroeconomics of Electricity and Energy. (Persian)
32. MOE (2017). Energy balance sheet. Tehran: Ministry of Energy, Deputy Minister of Electricity and Energy, Office of Planning and Macroeconomics of Electricity and Energy. (Persian)
33. Montagnini, F. and Finney. C. (2011). Payments for environmental services in Latin America as a tool for restoration and rural development. *AMBIO*, 40: 285-297.
34. Nasir, M.A., Canh, N.P. and Lan Le, T.N. (2021). Environmental degradation and role of financialisation, economic development, industrialisation and trade liberalization. *Journal of Environmental*

Management, 277: 111471. Available at https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111471.
35. O'Brien, A.M., Lins, T.F., Yang, Y., Frederickson, M.E., Sinton, D., and Rochman, C.M. (2022). Microplastics shift impacts of climate change on a plant-microbe mutualism: temperature, CO_2, and tire wear particles. *Environmental Research*, 203: 111727. DOI: 10.1016/j.envres.2021.111727. Epub 2021 Jul 30. PMID: 34339696.
36. Phillips, P.C. and Ploberger, W. (1994). Posterior odd testing for a unit root with data-based model selection, *Econometric Theory*, 10: 774-808.
37. Reardon, T. and Vosti, S.A. (1995). Links between rural poverty and the environment in developing countries: asset categories and investment poverty. *World Development*, 23(9): 1495-1506.
38. Romuald, K.S. (2012). Education, convergence and carbon dioxide growth per capita. *African Journal of Science, Technology, Innovation and Development*, 3(1): 65-85.
39. Safarkhanloo, E. and mohammadinejad, A. (2011). Review of the effect of bread wastes on poverty line and food security index of the rural and urban hosehold of iran during 2001-2007. *Agricultural Economics and Development*, 19(75): 53-78. (Persian)
40. Salami, H. and Jahangard, H. (2009). Modeling time series to predict apple and orange consumption in Iran. *Agricultural Economics and Development*, 17(67): 117-134. (Persian)
41. Scherr, S.J. (2000). A downward spiral? Research Evidence on the relationship between poverty and natural resource degradation. *Food Policy*, 25: 481.
42. Sen, A. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrics*, 4: 219-231.
43. Shah, A. (2005). Poverty and the environment. *Global Issues*, p. 71. Available at https://www.globalissues.org/article/425/poverty-and-the-environment.
44. Souri, A. (2013). Advanced econometrics (Vol. 2): with the use of Stata 12 and Eviews 8. Tehran: Cultural Studies Publishing. (Persian)
45. UNDP (2019). The 2019 global multidimensional poverty index (MPI). New York: United Nations Development Programme (UNDP). Available at http://hdr.undp.org/en/2018-MPI.
46. Uzar, U. and Eyuboglu, K. (2019). The nexus between income inequality and CO2 emissions in Turkey. *Clean. Prod.*, 227: 149-157. Available at https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.169.

47. Yotopoulos, P.A. (1997). Food security, gender and population. New York: United Nations Population Fund.
48. Zare Chahouki, M.A. (2015). Designing a model for sustainable management of natural resources. Tehran: Center for Basic Studies of Islamic Revolution Research. (Persian)
49. Zeller, M., Manohar, Sh., Carla, H. and Cecile, L., (2006). An operational method for assessing the poverty outreach performance of development policies and projects: results of case studies in Africa. *World Development*, Elsevier 34(3): 446-464.