پژوهش‌های محیط‌زیست، سال ۱۲، شماره ۲٤، پاییز و زمستان ۱٤۰۰، از صفحه ۳۰۱ تا ۳۱۵

Dor: 20.1001.1.20089597.1400.12.24.22.4

تاثیر شاخص‌های اکولوژیکی بر رشد اقتصادی در ایران

عباس عبدشاهی*[۱]، عباس میرزایی[۲]، نوید کارگر ده‌بیدی[۳]

۱. دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده مهندسی زراعی و عمران روستایی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، ملاثانی، ایران
۲. استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده مهندسی زراعی و عمران روستایی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، ملاثانی، ایران
۳. دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۰۷؛ تاریخ تصویب: ۱۴۰۰/۰۷/۰۷)

چکیده

با توجه به اهمیت شاخص‌های اکولوژیکی در ارزیابی مخاطرات محیط‌زیست، در این مطالعه به بررسی شاخص ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی بر رشد اقتصادی ایران در چارچوب تابع تولید پرداخته شد. پس از ارزیابی نتایج مانایی متغیرها، با استفاده از رهیافت مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) به بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها پرداخته شد. نتایج آزمون علیت نشان داد که متغیرهای سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی، ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی، رابطه‌ی علی معناداری با معیار رشد اقتصادی دارند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که شاخص ردپای اکولوژیکی با وجود اثرگذاری منفی بر رشد اقتصادی، فاقد معنی‌داری آماری بود. در مقابل، میزان سرمایه، مصرف انرژی و ارتقای ظرفیت زیستی، مطابق انتظار، تاثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی بر جا می‌گذارند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در تدوین سیاست‌های تولیدی و تجاری کشور به نحوی اقدام شود که ضمن حفظ هرچه بیشتر ظرفیت زیستی، با محدود نمودن واردات کالاهایی که توان زیستی داخلی را از بین می‌برند، به تقویت هرچه بیشتر توان زیستی کمک نمود.

کلید واژه‌ها: رشد اقتصادی، ردپای اکولوژیکی، ظرفیت زیستی، ردپای اکولوژیکی، ARDL

* نویسنده مسئول: Email: abdeshahi1349@asnrukh.ac.ir

سرآغاز

با افزایش اهمیت مسایل محیط‌زیست، کشورهای مختلف در تلاشند تا با برنامه‌ریزی مناسب ضمن دستیابی به اهداف رشد و توسعه‌ی موردنظر، آسیب‌های محیط‌زیستی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی را به حداقل برسانند. در این راستا، بررسی ابعاد اقتصادی- اجتماعی انتشار گازهای آلاینده و آثار محیط‌زیستی ناشی از آن، به ویژه در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه‌ای در حال افزایش هستند، از اهمیت قابل توجهی برخوردارند (Bageri, 2010; Mogadasi & Ziaee, 2011). این موضوع برای کشورهای در حال توسعه که افزایش رشد اقتصادی در آن‌ها از اولویت بالایی برخوردار بوده و در تلاش برای کاهش فاصله‌ی خود با کشورهای صنعتی هستند، دارای اهمیت مضاعف است (Knowles & Owen, 1995). به ویژه آن‌که، عواملی مانند افزایش جمعیت و افزایش مصرف سرانه، سبب کاهش شدید سرمایه‌های طبیعی و خدمات اکوسیستم در مقیاس جهانی شده است (Oosthoek & Gills, 2005). از طرفی، وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل بیشتر این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی شده، به طوری‌که نه تنها توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است، بلکه مصرف کارای انرژی به سطح بالاتری از رشد و توسعه‌ی اقتصادی نیاز دارد (Halicioglu, 2009). از طرفی، مصرف انرژی عامل محرک رشد اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی انسان تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب انتشار آلاینده‌ها و تخریب محیط‌زیست می‌گردد. به منظور بررسی اثر تخریب محیط‌زیست و پایداری آن، شاخص‌ها و معیارهای متنوعی ارایه گردیده است. از جمله‌ی این معیارها می‌توان به میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای اشاره نمود که به عنوان یکی از شاخص‌های آلودگی هوا و تغییرات اقلیمی، تنها بخشی از تخریب محیط‌زیست را نمایندگی نموده (Charfeddine & Mrabet, 2017) و میزان برداشت بی‌رویه از منابع‌طبیعی و آسیب‌های ناشی از آن در این شاخص ارزیابی نمی‌شود. از این‌رو طی سال‌های اخیر، استفاده از معیار رد پای اکولوژیکی[۱] که معرف مجموعه فشارها بر محیط‌زیست است، به عنوان موفق‌ترین شاخص جهت ارزیابی توسعه‌ی پایدار، از طرف سیاست‌گذاران و محققین مرتبط با محیط‌زیست مورد توجه قرار گرفته است (Uddin et al., 2017). پایداری محیط‌زیست به مفهوم برآورده شدن نیازهای نسل فعلی بدون کاهش و یا نابودی ظرفیت محیط‌زیست برای نسل‌های آینده تعریف شده و معیار رد پای اکولوژیکی علاوه بر جامعیت نسبت به سایر شاخص‌ها، نشان‌دهنده‌ی پایداری محیط‌زیست نیز بوده و می‌تواند در یک منطقه معین مورد استفاده قرار می‌گیرد (Cornelia, 2014). این معیار هم میزان مصرف انسان از منابع‌زیستی و هم تولید پسماند را در نواحی مختلف نشان داده و برابر مقدار زمینی است که ضمن تامین پایدار نیازهای مصرفی جامعه، پسماند تولیدی را نیز جذب نماید (Wackernagel et al., 2004). به بیان بهتر، رد پای اکولوژیکی، آثاری را که جوامع مختلف به خاطر سبک زندگی خود، در طبیعت بر جای می‌گذارند، نشان داده و مشخص می‌نماید در کدام ناحیه فشار بیشتری بر منابع‌طبیعی و محیط‌زیست از طرف انسان وارد می‌شود. پس از محاسبه رد پای اکولوژیکی، مقدار آن با ظرفیت یا توان زیستی مقایسه شده و چنانچه رد پای اکولوژیکی یک ناحیه بالاتر از ظرفیت زیستی آن باشد، منطقه دچار کسری اکولوژیکی بوده و نشان‌دهنده‌ی ناپایداری است (Wilson & Anielski, 2005). در بسیاری از مناطق، موجودی سرمایه طبیعی ثابت و یا در حال کاهش است. بنابراین، رشد تخریب محیط‌زیست و ایجاد آلودگی تا جایی است که حتی از ظرفیت زیستی[۲] کره زمین نیز فراتر رفته است (Wackernagel & Rees, 1998). بنابراین، سوال اساسی این است که تغییرات کیفیت محیط‌زیست بر مبنای شاخص‌های اکولوژیکی و ظرفیت زیستی، چه اثراتی بر رشد اقتصادی ایران بر جا می‌گذارد؟ از این‌رو، پژوهش فعلی گام علمی و تجربی جهت ارزیابی اثر کیفیت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی است تا بتوان براساس آن برای تداوم توسعه، اقداماتی را پیشنهاد کرد.

پیشینه تحقیق

انرژی برای تمامی کشورها، چه توسعه‌یافته و چه در حال توسعه، به عنوان یک نهاده مهم تولید در کنار سرمایه و نیروی کار مطرح بوده و در قالب نیروی محرکه‌ی فعالیت‌های تولیدی، زیربنای اساسی فعالیت‌های اقتصادی هر کشوری محسوب می‌شود. بنابراین، رشد اقتصادی و مصرف انرژی ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند (Ellabban et al., 2014; Ucan et al., 2014; Sadorsky, 2009). بسیاری از مطالعات نشان داده‌اند که رشد اقتصادی بالاتر نیازمند مصرف انرژی بیشتری است (Stern, 2000; Ozturk & Acaravci, 2010; Matei, 2017;

(Adams et al., 2018; Rahman & Velayutham, 2020).

به عنوان مثال، (Stern, 2000)، رابطه‌ی بین مصرف انرژی و توسعه اقتصادی در ایالات متحده آمریکا را بررسی و نتیجه گرفت که مصرف انرژی علّت مهم رشد و توسعه اقتصادی به حساب می‌آید. نتایج مطالعه (Matei, 2017)، ارتباط مثبت انرژی با رشد اقتصادی برای ۳۴ کشور سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[۳] (OECD) را در بلندمدت تایید می‌کند. نتایج مطالعه (Rahman & Velayutham, 2020)، برای پنج کشور آسیایی و در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۴ نشان داد که رابطه‌ی مثبت بین مصرف انرژی و سرمایه با رشد اقتصادی وجود دارد. در برخی دیگر از مطالعات، مصرف انرژی نقش به نسبت جزیی در روند رشد اقتصادی دارد (Tugcu et al., 2012; Narayan & Doytch, 2017; Destek & Aslan, 2017; Aydin, 2019; Tuna & Tuna, 2019).

در ایران نیز مطالعات مختلفی در زمینه بررسی رابطهِ بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی انجام و بسته به دوره‌ی زمانی و مدل مورد استفاده به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. به عنوان نمونه، در پژوهش (Sharzehi & Haghani, 2009)، مشخص گردید که درآمد ملی علّت مصرف انرژی است. همچنین در مطالعه‌ی (Sadeghi & Islami, 2011)، وجود رابطه‌ی علّی از مصرف انرژی‌های فسیلی به رشد اقتصادی مشاهده شد. علاوه بر این، در مطالعه‌ی (Moradgholi et al., 2020)، رابطه علی میان شوک‌های مثبت و منفی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی ایران تایید شد. بنابراین، با مرور ادبیات موضوع می‌توان مصرف انرژی را به عنوان یکی از عوامل رشد اقتصادی قلمداد کرد که در مطالعه‌ی حاضر به بررسی این اثر پرداخته شده است.

علاوه بر اثرگذاری انرژی، نقش کیفیت محیطزیست در تولید و رشد اقتصادی غیرقابل انکار است (Halicioglu, 2009). در برخی مطالعات، بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و کیفیت محیطزیست با تمرکز بر فرضیه محیط زیستی کوزنتس انجام گرفته است (Saboori et al., 2012; Chow and Li, 2014; Ahmad et al., 2017; Sinha & Shahbaz, 2018; Churchill et al., 2020). اساس این فرضیه، وجود رابطه‌ی U وارون میان رشد اقتصادی و شاخص‌های انتشار آلودگی است؛ به عبارت دیگر، با افزایش رشد اقتصادی، در ابتدا انتشار آلودگی افزایش می‌یابد و در یک نقطه‌ی بحرانی (نقطه‌ی بازگشت)، انتشار آلودگی کاهش خواهد یافت. همچنین، در رابطه با تابع تولید متشکل از عوامل تولید سرمایه، نیروی کار و محیطزیست مطالعاتی صورت گرفته است. مرور این مطالعات نشان می‌دهد که اثرگذاری انتشار آلودگی بر رشد اقتصادی بسته به نوع شاخص‌های آلودگی مورد استفاده می‌تواند مثبت یا منفی باشد (Yang et al., 2016; Cárdenas Rodríguez et al., 2018; Muhammad & Khan, 2019). در مطالعه‌ی (Cárdenas Rodríguez et al., 2018)، تاثیر آلاینده‌های CO2، CH4 و N2O بر رشد اقتصادی مجموعه کشورهای OECD و مجموعه کشورهای گروه بیست[۴] (G20) مثبت ارزیابی شد؛ در مقابل آلاینده‌های NOX، SOX و CO منجر به کاهش سطح رشد اقتصادی می‌شوند. همچنین در مطالعه‌ی (Muhammad & Khan, 2019)، تاثیر انتشار CO2 بر رشد اقتصادی کشورهای آسیایی منفی ارزیابی شد. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد در تمامی این مطالعات، بیشتر از معیار انتشار آلودگی مانند گازهای گلخانه‌ای به عنوان مولفه‌های کیفیت محیطزیست بهره گرفته شده است؛ همان‌طور که گفته شد، انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان شاخصی از آلودگی هوا و تغییرات اقلیمی، تنها بخشی از تخریب محیطزیست را نمایندگی می‌کند (Charfeddine & Mrabet, 2017). بنابراین، در این پژوهش با بهره‌مندی از معیارهای اکولوژیکی که جامعیت بیشتری در مقایسه با سایر شاخص‌ها دارند، ارزیابی دقیق‌تری از روند تغییرات رشد و توسعه اقتصادی انجام خواهد شد. در مطالعات مختلفی، از این معیار به منظور ارزیابی کیفیت محیطزیست استفاده شده است (Ulucak & Bilgili, 2018; Köksal et al., 2020; Mikayilov et al., 2019; Uddin et al., 2019; Aydin & Turan, 2020). مروری بر مطالعات انجام شده، حاکی از آن است که از شاخص‌های اکولوژیکی و زیستی در ارزیابی رشد اقتصادی استفاده نشده است. لیکن در این پژوهش، به این مهم توجه شده و با به کارگیری شاخص‌های اکولوژیکی و زیستی، نگاهی جامع و متفاوت به مباحث رشد اقتصادی شده است.

مبانی نظری

میزان دسترسی بنگاه‌های اقتصادی به عوامل تولید، بر سطح تولید آنها اثرگذار بوده و بسته به نوع تخصیص عوامل تولید، نتایج متفاوتی به دست خواهد آمد. بدیهی است که تولید بنگاه‌ها، تولید کل و در نهایت رشد اقتصادی را تعیین می‌کند. بنابراین، عوامل تولید از طریق تاثیر بر تولید بنگاه‌ها می‌توانند کل اقتصاد را متاثر نمایند. بدین ترتیب، تولید هر بنگاه را می‌توان مطابق رابطه‌ی (۱) تابعی از به‌کارگیری عوامل تولید مختلف در نظر گرفت:

$$Y = f(x_i) \quad (۱)$$

که، Y: خدمات و تولیدات مختلف اقتصاد و x، بردار عوامل مختلف تولید است. در این تابع، افزایش هر یک از نهاده‌های مذکور در ناحیه اقتصادی، سبب افزایش تولید می‌گردد. یکی از عوامل مهم تولید، انرژی در شکل‌های مختلف آن است، که در بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و نقش موثری در رشد اقتصادی ایفا می‌کند. در مدل‌های رشد نئوکلاسیک، تنها سرمایه و نیروی کار به عنوان عوامل موثر بر رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شوند. با این حال، در نظریه‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز با درجات اهمیت متفاوتی مورد توجه قرار گرفته است. عوامل موثر بر رابطه‌ی بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی، با استفاده از تابع تولید نئوکلاسیکی در حالت کلی به فرم رابطه‌ی (۲) است (Stern & Cleveland, 2004):

$$(Y_1,\ldots,Y_m) = f(A, X_1,\ldots,X_n, EC_1,\ldots,EC_P) \quad (۲)$$

که در آن، Y_i، خدمات و تولیدات مختلف اقتصاد، X_i، عوامل تولید از قبیل سرمایه و نیروی کار، EC عامل انرژی و A شاخص تکنولوژی است. بدین ترتیب، اگر تولید، تنها تابعی از سرمایه (K)، نیروی کار (L) و انرژی (EC) در نظر گرفته شود، رابطه‌ی (۳) به دست خواهد آمد (Stern & Cleveland, 2004):

$$Y = f(\mathrm{K}, \mathrm{L}, \mathrm{E}C) \quad (۳)$$

با توجه به اهمیت نقش محیط‌زیست در روند توسعه اقتصادی پایدار، علاوه بر عامل انرژی در نظریه‌های جدید رشد، پارامترهای محیط‌زیستی هم مورد توجه محققین قرار گرفته است (Yang et al., 2016; Cárdenas Rodríguez et al., 2018; Muhammad & Khan, 2019). بنابراین با اعمال معیار محیط‌زیست، رابطه (۴) به دست می‌آید:

$$Y = f(\mathrm{K}, \mathrm{L}, \mathrm{E}C, R) \quad (۴)$$

که، R معیار محیط‌زیست بوده و سایر متغیرها نیز پیش‌تر تعریف شده‌اند. در این مطالعه، جهت ارزیابی کیفیت محیط‌زیست از معیارهای ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی استفاده می‌شود.

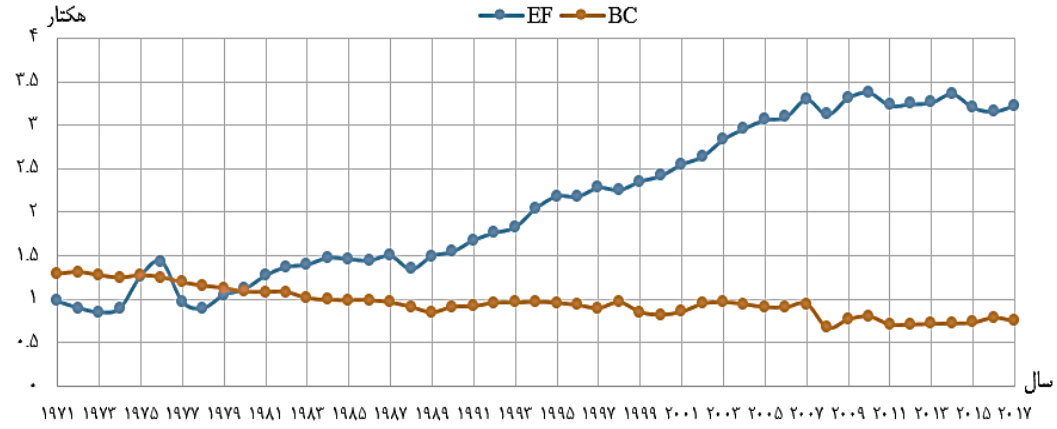
برای محاسبه رد پای اکولوژیکی، زمین به پنج کاربری مختلف تقسیم می‌شود. در این چارچوب، تمامی کالاها و خدمات مصرفی انسان در این پنج کاربری اراضی[۵] شکل گرفته و شامل زمین کشاورزی، زمین مرتعی، زمین جنگلی (در دو گروه ردپای جذب کربن[۶] و رد پای تولیدات)، پهنه‌های دریایی و زمین‌های ساخته شده[۷] است (Charfeddine & Mrabet, 2017). بر این اساس، هر منطقه یا کشور بر اساس ظرفیت خود، میزان خاصی کالا تولید می‌کند و از این میزان، مقادیری را به خارج از منطقه صادر و در صورت کمبود، مقادیری را وارد می‌نماید (Jomhehpoor et al., 2013). با توجه به امکان تبادل کالا در قالب صادرات و واردات هر کشور و یا منطقه در صورت مازاد، بخشی از تولیدات داخلی (رد پای تولید) خود را صادر کرده (رد پای صادرات) و یا در صورت کمبود، واردات از خارج (رد پای واردات) را خواهد داشت. بنابراین برای هر یک از کاربری‌های اراضی رد پای تولید، رد پای واردات، رد پای صادرات، رد پای مصرف و مجموع آنها رد پای ملی هر کشور را به دست می‌دهد که با تقسیم بر جمعیت هر کشور، می‌توان سرانه رد پای اکولوژیکی را محاسبه کرد (Lin et al., 2016).

پس از محاسبه رد پای اکولوژیکی، ظرفیت یا توان زیستی برای تعیین پایداری یا ناپایداری محاسبه شده و با رد پای اکولوژیکی مقایسه می‌شود. برای محاسبه کل توان زیستی یک کشور، می‌بایست توان زیستی کاربری‌های اصلی زمین با هم تجمیع شود. چنانچه رد پای اکولوژیکی منطقه یا کشوری بالاتر از ظرفیت زیستی‌اش باشد، منطقه دچار کسری رد پای اکولوژیکی بوده و هشدار عدم ناپایداری جدی خواهد بود (Shahinifar & Habibi, 2016). همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، از سال ۱۹۷۹ میلادی (۱۳۵۸ شمسی) تا سال‌های اخیر، سطح نمودار ظرفیت زیستی (BC) از ردپای اکولوژیکی (EF) بیشتر شده و به تدریج شکاف بین دو منحنی افزایش می‌یابد. در نتیجه، کسری ردپای اکولوژیکی و عدم پایداری اکولوژیکی در ایران تهدیدی جدی محسوب می‌شود.

از این‌رو، جهت ارزیابی تاثیر شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی ایران از رابطه (۵) استفاده شد:

$$Y_t = f(K_t, L_t, EC_t, EF_t, BC_t) \quad (۵)$$

که Y: سرانه تولید ناخالص داخلی (معیاری از رشد اقتصادی) که بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰ محاسبه شده است. K: سرمایه سرانه که بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰ محاسبه شده و شامل تشکیل دارایی‌های ثابت اقتصاد، به همراه تغییرات خالص در سطح موجودی است. دارایی‌های ثابت شامل بهبود اراضی، خرید ماشین‌آلات و تجهیزات؛ ساخت جاده‌ها، راه آهـن و



نمودار (۱): روند سرانه رد پای اکولوژیکی (EF) و ظرفیت زیستی (BC) در ایران
(Global Footprint Network, 2020)

غیره می‌باشد، L: معرف جمعیت شاغل است که درصدی از جمعیت بین ۱۵ تا ۶۴ سال را در بر می‌گیرد، EC: مصرف سرانه انرژی (بر حسب کیلوگرم معادل نفت خام)، EF: شاخص رد پای اکولوژیکی است و واحد اندازه‌گیری آن هکتار جهانی[۸] (GHa) بوده و به مفهوم یک هکتار زمین و آب با بهره‌وری معادل متوسط جهانی است و BC: معرف ظرفیت یا توان زیستی است که واحد اندازه‌گیری آن هکتار جهانی (GHa) است. (Shahbaz et al., 2016) نشان دادند که استفاده از توابع لگاریتمی–خطی در داده‌های سری زمانی، مناسب‌تر است. بنابراین، در این مطالعه از مدل لگاریتمی–خطی به صورت رابطه (۶) استفاده شد.

$$LnY_t = \beta_0 + \beta_1 LnK_t + \beta_2 LnL_t + \beta_3 LnEC_t + \beta_4 LnEF_t + \beta_5 LnBC_t + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در این روابط، Ln نشان‌دهنده لگاریتم در پایه عدد نپر، β و ε به ترتیب ضرایب و جز اخلال مدل و اندیس t معرف زمان است.

روش برآورد مدل

روش معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوارند که متغیرهای الگو مانا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی مانا است که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد الگو نامانا باشند، در حالی که ممکن است هیچ رابطه مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب تعیین (R^2) بسیار بالا به دست آید و موجب استنباط نادرست محقق در مورد میزان ارتباط بین متغیرها شود. افزون بر این، وجود متغیرهای نامانا در الگو سبب بی‌اعتباری آزمون‌های t و F می‌شوند (Baltagi, 2008). به منظور بررسی مانایی متغیرها در این مطالعه، از آزمون‌های مانایی دیکی فولر تعمیم یافته[۹] (ADF) و فیلیپس–پرون[۱۰] (PP) استفاده شده است.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب[۱۱] و نیز تعیین رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[۱۲] (ARDL) استفاده نمود. یکی از مزایای رهیافت ARDL که موجب برتری آن نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی شده است، عدم نیاز به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها است. همچنین می‌توان الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل را به طور همزمان، برآورد کرد و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع نمود (Nofresti, 1999). بنابراین برآوردگرهای روش ARDL، ناریب و کارا هستند، چرا که عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی و درون‌زایی می‌باشند (Siddiki, 2000).

مدل ARDL تعمیم‌یافته[۱۳] را می‌توان به صورت رابطه (۷) نشان داد (Pesaran & Shin, 1998؛ Pesaran & pesaran, 1997):

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,qi)x_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۷)$$

که α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت رابطه (۸) تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۸)$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL رشد اقتصادی به صورت رابطه (۹) می‌باشد:

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i LnY_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i LnK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \rho_i LnL_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \gamma_i LnEC_{t-i} + \sum_{i=1}^{z} \mu_i LnEF_{t-i} + \sum_{i=1}^{w} \varphi_i LnBC_{t-i} + \varepsilon_0 LnK_t + \gamma_0 LnL_t + \mu_0 LnEC_t + \lambda_0 LnEF_t + \theta_0 LnBC_t + u_{1t} \quad (۹)$$

که، m، n، k، f، z و w به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln Y$، $\ln K$، $\ln L$، $\ln EC$، $\ln EF$ و $\ln BC$ می‌باشد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای این مدل صادق است:

$$Y_t = Y_{t-1} = ... = Y_{t-m},\ K_t = K_{t-1} = ... = K_{t-n},\ L_t = L_{t-1} = ... = L_{t-k},\ EC_t = EC_{t-1} = ... = EC_{t-f},$$
$$EF_t = EF_{t-1} = ... = EF_{t-z},\ BC_t = BC_{t-1} = ... = BC_{t-w}$$

بنابراین، رابطه بلندمدت را می‌توان به صورت رابطه (۱۰) نوشت:

$$\ln Y_t = \alpha_0 + B_1 \ln K_t + B_2 \ln L_t + B_3 \ln EC_t + B_4 \ln EF_t + B_5 \ln BC_t + u_{2t} \quad (۱۰)$$

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا[۱۴] (ECM) را فراهم می‌کند (Nofresti, 1999). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به‌صورت رابطه (۱۱) نوشت:

$$\Delta \ln Y_t = \Delta \hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\rho}_i \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \hat{\gamma}_i \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=1}^{z} \hat{\mu}_i \Delta \ln EF_{t-i} + \sum_{i=1}^{w} \hat{\phi}_i \Delta \ln BC_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t} \quad (۱۱)$$

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت رابطه (۱۲) است:

$$ECT_t = \ln Y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 \ln K_t - \hat{\rho}_1 \ln L_t - \hat{\gamma}_1 \ln EC_t - \hat{\mu}_1 \ln EF_t - \hat{\phi}_1 \ln BC_t \quad (۱۲)$$

در رابطه (۸)، Δ عملگر اولین تفاضل بوده و $\hat{\beta}_i$، $\hat{\varepsilon}_i$، $\hat{\mu}_i$ و $\hat{\lambda}_i$ ضرایب برآورد شده از معادله (۷) می‌باشند. θ نیز ضریب جز تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. لازم به ذکر است که در آخرین نسخه نرم‌افزار EVIEWS 11، تفاضل متغیرهایی که در مدل پویای ARDL بر اساس آماره‌های انتخاب وقفه (مانند آکائیک، شوارتز و غیره) دارای وقفه بهینه صفر باشند، در معادله تصحیح خطا وارد نمی‌شود (EViews11, Chapter 28). برای تخمین رابطه بلندمدت، می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله اول، وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیله تئوری بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها، از آزمون کرانه[۱۵] که توسط (Pesaran et al., 2001) پیشنهاد شده است، استفاده شد. روش آزمون کرانه ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید[۱۶] (UECM) برای تحلیل هم‌جمعی است. الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مستخرج از رابطه (۵)، به صورت معادله (۱۳) نوشته می‌شود:

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_t T + \sum_{i=1}^{P-1} \beta_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} \varepsilon_i \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} \rho_i \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1} \gamma_i \Delta \ln EC + \sum_{i=1}^{P-1} \mu_i \Delta \ln EF + \sum_{i=1}^{P-1} \varphi_i \Delta \ln BC_{t-i} + \delta_1 \ln Y_{t-1} + \delta_2 \ln K_{t-1} + \delta_3 \ln L_{t-1} + \delta_4 \ln EC_{t-1} + \delta_5 \ln EF_{t-1} + \delta_6 \ln BC_{t-1} + u_{4t} \quad (۱۳)$$

که، Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، T روند و P نیز تعداد وقفه بهینه است. مطابق مطالعه (Pesaran et al., 2001) برای انجام آزمون کرانه، باید از آزمون والد[۱۷] برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده شود. در این

حالت، آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم وجود هم‌جمعی، با برابر صفر قرار دادن تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، انجام می‌شود:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0 \qquad (۱۴)$$

بنابراین، آماره F برای فرضیه صفر به این صورت است که آیا تمام ضرایب بلندمدت به صورت مشترک برابر صفر هستند یا خیر. در واقع در این مرحله، بر اساس سطوح معنی‌داری مرسوم، آماره F محاسباتی، با مقادیر بحرانی ارایه شده توسط (Pesaran et al., 2001)، مقایسه می‌شود. اگر آماره F محاسباتی، بیشتر از کرانه بالایی مقادیر بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی رد می‌شود. اما اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی، نمی‌تواند رد شود. در نهایت اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها نمی‌باشد (Pesaran et al., 2001).

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل تولید ناخالص داخلی سرانه (معرف رشد اقتصادی)، نرخ اشتغال، سرمایه سرانه، مصرف سرانه انرژی، سرانه ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی به صورت سری زمانی هستند و از منابع مختلفی شامل پایگاه‌های داده بانک جهانی یا شاخص‌های توسعه انسانی[۱۸] و گزارش‌های سالانه شبکه جهانی رد پای اکولوژیک[۱۹] برای سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۶۸ جمع‌آوری شدند. به منظور تجزیه تحلیل‌های آماری در این مطالعه، از نرم‌افزار EVIEWS 11 استفاده شد.

نتایج و بحث

آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد بررسی بر حسب سرانه در جدول (۱) گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، میانگین سرانه تولید ناخالص داخلی حدود ۴۸۷۴ دلار است که بیشترین و کمترین مقدار آن به ترتیب حدود ۶۴۲۹ دلار و ۳۶۵۵ دلار است. همچنین، میانگین دو شاخص کیفیت محیط‌زیست (ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی) به ترتیب حدود ۲/۵۴ و ۰/۹۰ هکتار جهانی است. نکته قابل توجه، نتایج آماره جارک-برا[۲۰] است که تطبیق با توزیع نرمال را بر اساس شاخص‌های تقارن چولگی[۲۱] و کشیدگی[۲۲] ارزیابی می‌کند. بر اساس نتایج جدول (۱)، احتمال آماره جارک-برا نشان می‌دهد که تمامی داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نموده که حاکی از توزیع مناسب داده‌ها دارد.

جدول (۱): آمارهای توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرها	تولید ناخالص داخلی	سرمایه	اشتغال	مصرف انرژی	ردپای اکولوژیکی	ظرفیت زیستی
میانگین	۴۸۷۴/۰۲۲	۱۲۲۳/۹۵۹	۲۸/۶۳۳	۲۱۴۵/۵۱۱	۲/۴۵۳	۰/۹۴
میانه	۴۵۸۹/۲۶۴	۱۲۶۱/۷۹۷	۲۹/۸۱۳	۲۰۵۱/۷۸۹	۲/۴۵۸	۰/۹۴۵
حداکثر	۶۴۲۸/۹۴۱	۱۸۴۶/۳۷۵	۳۳/۲۴۷	۳۰۶۰/۳۸۷	۳/۴۰۴	۱/۰۱۵
حداقل	۳۶۵۵/۱۲۳	۷۱۰/۷۴۵	۲۴/۰۷۰	۱۲۲۹/۹۷۴	۱/۴۷	۰/۶۹۷
انحراف معیار	۹۰۸/۲۹۳	۳۵۶/۶۱۴	۳/۳۳۰	۵۸۱/۹۳۹	۰/۵۵۵	۰/۱۰۴
آماره جارک-برا	۲/۷۲۱	۱/۶۴۵	۲/۷۸۹	۲/۱۰۱	۱/۵۹	۳/۱۲۱
احتمال جارک-برا	۰/۲۵۶	۰/۴۳۹	۰/۲۴۷	۰/۳۴۹	۰/۴۵۱	۰/۲۰۹

(Source: Research findings)

در ادامه، بر اساس رهیافت علیت گرینجر، به بررسی رابطه علی میان متغیرها پرداخته شد که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود برای حالت‌هایی که متغیرهای رشد اقتصادی، سرمایه، اشتغال و ظرفیت زیستی به عنوان متغیر وابسته قرار گیرند، علیت گرینجر تایید می‌شود. با توجه به هدف مطالعه حاضر که بررسی اثرات سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی و کیفیت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی است، نتایج بررسی رابطه‌ی علی بین متغیرها نشان می‌دهد که متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی می‌تواند به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای سرمایه، نرخ اشتغال، مصرف انرژی، ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی می‌توانند به عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شوند.

جدول (۲): رابطه علی بین متغیرهای مورد مطالعه

فرض صفر	آماره χ^2	نتیجه آزمون
متغیرهای سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی، ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی علت متغیر رشد اقتصادی نیستند.	۱۲/۵۱۸** (۰/۰۲۸)	رد
متغیرهای رشد اقتصادی، اشتغال، مصرف انرژی، ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی علت متغیر سرمایه نیستند.	۱۲/۷۵۴** (۰/۰۲۵)	رد
متغیرهای رشد اقتصادی، سرمایه، مصرف انرژی، ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی علت متغیر اشتغال نیستند.	۶۰/۴۳۸*** (۰/۰۰۰)	رد
متغیرهای رشد اقتصادی، سرمایه، اشتغال، ردپای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی علت متغیر مصرف انرژی نیستند.	۸/۱۷۷ (۰/۱۴۶)	تایید
متغیرهای رشد اقتصادی، سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی و ظرفیت زیستی علت متغیر ردپای اکولوژیکی نیستند.	۴/۹۱ (۰/۴۲۸)	تایید
متغیرهای رشد اقتصادی، سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی و ردپای اکولوژیکی علت متغیر ظرفیت زیستی نیستند.	۱۶/۸۴*** (۰/۰۰۴)	رد

(Source: Research findings) (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. اعداد داخل پرانتز بیان‌گر احتمال معنی‌داری فرض صفر است.)

به منظور ارزیابی اثر متغیرهای مورد مطالعه بر رشد اقتصادی ایران، بر اساس رابطه (۲)، ابتدا مانایی متغیـرها مورد آزمون قـرار گرفت که نتایج آن در جدول (۳) ارایه شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون مانایی متغیرها

عنوان	آماره ADF	آماره PP	نتیجه
لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی	-۳/۹۳۸***	-۳/۷۶۱**	I(1)
لگاریتم سرمایه سرانه	-۴/۷۳۲***	-۴/۷۳۲	I(1)
لگاریتم نرخ اشتغال	-۱/۸۹۳*	-۱/۸۵۹*	I(1)
لگاریتم سرانه مصرف انرژی	-۶/۶۵۴***	-۶/۶۵۴***	I(1)
لگاریتم سرانه ردپای اکولوژیکی	-۵/۶۱۰***	-۵/۶۱۰***	I(1)
لگاریتم ظرفیت زیستی	-۵/۲۲۱***	-۹/۰۰۲***	I(1)

(Source: Research findings) (*، **و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح 10، 5 و 1 درصد می‌باشد.)

نتایج مانایی بر اساس آماره‌ی ADF در جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد مطالعه در سطح مانا نبوده ولی تفاضل اول آنها مانا است. با توجه به تحولات اقتصادی ایران و تغییرات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی، امکان شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود دارد. بدین منظور، برای اطمینان کامل از نتایج مانایی متغیرها از آزمون فیلیپس-پرون (PP) استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول (۲) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد مطالعه در سطح مانا نبوده ولی تفاضل اول آن‌ها مانا است. بنابراین نتایج آزمون PP موید نتایج آزمون ADF است. بر اساس نتایج آزمون مانایی مبنی بر عدم وجود متغیرهایی که دارای دو ریشه واحد می‌باشند، می‌توان از تحلیل هم‌جمعی ARDL استفاده کرد.

در ادامه، به منظور برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از رهیافت هم‌جمعی در قالب مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد. یافته‌های حاصل از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت حاصل از اثرات سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی و کیفیت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی ایران در جدول (۴) آمده است. با توجه به شکل لگاریتمی متغیرها در مدل، ضرایب به دست آمده در جدول (۴) را می‌توان به عنوان کشش سرانه‌ی رشد اقتصادی (درآمد سرانه) نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه

تفسیر نمود. لازم به توضیح است که کلیه‌ی پارامترهای مدل تصحیح خطا به شکل تفاضل مرتبه اول می‌باشند. تصریح به دست آمده قادر است بیش از ۹۹ درصد تغییرات رشد اقتصادی را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح نماید.

جدول (٤): ارزیابی نقش مصرف انرژی و کیفیت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی در ایران

متغیر	ضرایب	خطای معیار	احتمال
	رابطه بلندمدت		
لگاریتم سرمایه سرانه	۰/۵۲۲***	۰/۰۸۵	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ اشتغال	-۰/۴۷۲**	۰/۳۰	۰/۰۲۸
لگاریتم سرانه مصرف انرژی	۰/۶۰۳*	۰/۳۳۱	۰/۰۹۱
لگاریتم سرانه ردپای اکولوژیکی	۰/۵۹۸	۰/۳۹۵	۰/۱۵۴
لگاریتم ظرفیت زیستی	۰/۸۳۵***	۰/۲۳۴	۰/۰۰۳
عرض از مبدأ	۱/۵۹۰***	۰/۱۴۹	۰/۰۰۰
روند زمانی	۰/۰۱۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	رابطه کوتاه‌مدت		
تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرانه مصرف انرژی	-۰/۱۹۵	۰/۱۱۴	۰/۱۱۲
تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرانه ردپای اکولوژیکی	۰/۰۹۱	۰/۱۴۳	۰/۵۳۳
تفاضل مرتبه اول لگاریتم ظرفیت زیستی	۰/۱۷۹***	۰/۰۶۲	۰/۰۱۲
جمله تصحیح خطا	۰/۵۶۲***	۰/۰۵۳	۰/۰۰۰
Durbin-Watson stat = 1.72		Bounds test (F-Stat)= 13.116***	
LM-test = 0.525 Prob (LM-test) = 0.605		Bounds test at 5% I(0): 3.673 I(1): 5.002	
ARCH-test= 1.229 Prob (ARCH)= 0.280		Bounds test at 1% I(0): 5.095 I(1): 6.770	
Normality test (JB)= 1.451 Prob (JB)= 0.483		R- squared = 0.993 Adjusted R- squared = 0.988	

(Source: Research findings) (*،**،*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است)

با توجه به نتایج جدول (۴) آماره F محاسباتی حدود ۱۳/۱۱۶ است و این مقدار بزرگ‌تر از کرانه بالا (۶/۷۷۰) در سطوح معنی‌داری یک درصد است، بنابراین، فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها تایید می‌شود. با توجه به آماره‌های خوبی برازش مانند (LM-test)، (ARCH-test) و (Normality test) در جدول (۴)، مدل برآورد شده عاری از مشکلات خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بوده و به طور مجانبی دارای توزیع نرمال می‌باشد.

نتایج جدول (۴) حاکی از آن است که سرمایه سرانه مطابق انتظار، در بلندمدت تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی دارد. به طوری که انتظار می‌رود با ۱ درصد افزایش در سرمایه، رشد اقتصادی در بلندمدت حدود ۰/۵۵ درصد افزایش یابد. به لحاظ نظری، هرگونه سرمایه‌گذاری در مجموعه زیرساخت‌های کشور، موجب افزایش موجودی سرمایه و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی می‌شود (Esfahani & Ramírez, 2003). از این‌رو، ضرایب متغیر سرمایه در این مطالعه، با تئوری سازگار است. نتایج این بخش با مطالعات (Satti et al., 2014; Shahbaz et al., 2017; Rahman & Velayutham, 2020) همخوانی دارد.

افزایش نرخ اشتغال منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. به طوری که انتظار می‌رود با ۱ درصد افزایش در جمعیت شاغلین بین ۶۴-۱۵ سال، رشد اقتصادی در بلندمدت حدود ۰/۷۴ درصد کاهش یابد. این اثرگذاری با یافته‌های (Rahman & Velayutham, 2020) برای کشورهای هند، بنگلادش و سریلانکا مطابقت دارد. برای توجیه این رابطه می‌توان استدلال نمود که در مبانی اقتصاد، آن‌چه که معمولا در مورد نیروی کار هم‌چون سایر عوامل تولید مورد توجه قرار می‌گیرد، کمیت نیروی

کار است. در حالی که تقسیم‌بندی نیروی کار به ماهر و غیرماهر حایز اهمیت بوده و جنبه کیفی آن بایستی مورد توجه قرار گیرد. بنابراین، افزایش تعداد نیروی کار به تنهایی موجب رشد اقتصادی نخواهد شد. بر اساس نظریه کوزنتس، کیفیت نیروی کار دارای چنان اهمیتی است که تفاوت بین سطح رشد اقتصادی کشورها را می‌توان با تفاوت در نیروی کار کشورها توجیه نمود.

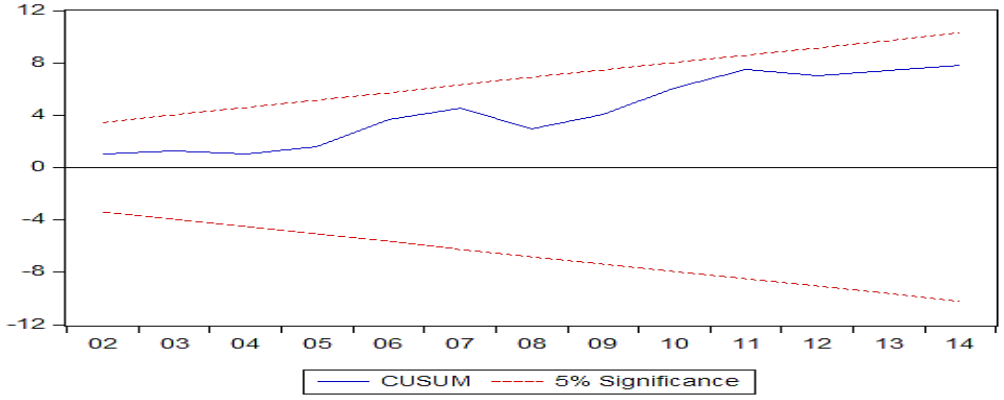
نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که اثر مصرف انرژی به عنوان نیروی محرکه‌ی فعالیت‌های تولیدی، مطابق انتظار نقشی مثبت در بهبود رشد اقتصادی دارد. به طوری که انتظار می‌رود، با یک درصد افزایش در سرانه مصرف انرژی، با ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی در بلندمدت، حدود ۰/۶۰ درصد افزایش یابد. این نتیجه‌گیری با یافته‌های (Apergis & Payne, 2010; Tang, 2016; Appiah, 2018) مطابقت دارد. آن‌چه در مقوله‌ی انرژی حایز اهمیت است، سیاست جایگزینی منابع انرژی تجدیدپذیر و پاک به جای منابع انرژی فسیلی رایج است تا ضمن کاهش مخاطرات محیط‌زیستی، شرایط دستیابی به رشد و توسعه‌ی اقتصادی پایدار محقق شود.

نتایج جدول (۴) حاکی از آن است که ظرفیت زیستی تاثیری مثبت و قابل ملاحظه بر رشد اقتصادی بر جا می‌گذارد. به عبارتی، با افزایش ظرفیت زیستی به میزان یک درصد، سرانه تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب، حدود ۰/۱۷ و ۰/۸۳ درصد افزایش می‌یابد. تاثیر منفی شاخص رد پای اکولوژیکی بر رشد اقتصادی در بلندمدت، با وجود عدم معنی‌داری آماری، مطابق انتظار است. به عبارت دیگر، تصرف هر چه بیشتر انسان در کاربری مختلف اراضی (زمین کشاورزی، زمین مرتعی، زمین جنگلی و غیره) و اثرات سوء محیط‌زیستی آن، می‌تواند دستیابی به توسعه‌ی اقتصادی را در بلندمدت با مشکل مواجه نماید.

مطابق نتایج جدول (۴)، روند زمانی که در مطالعات از آن به عنوان معیاری از تکنولوژی نام برده می‌شود، مطابق انتظار بوده و دارای علامت مثبت و حایز اهمیت آماری است. به طوری که انتظار می‌رود به ازای هر دوره، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی حدود ۰/۰۱ درصد افزایش یابد.

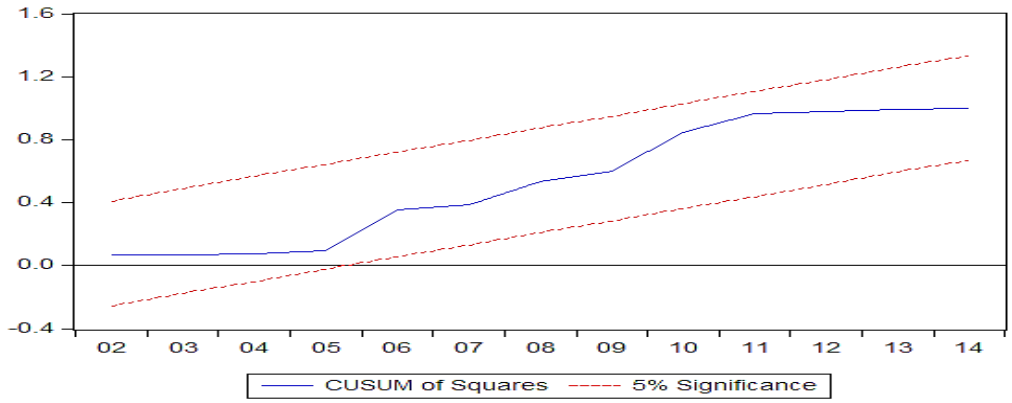
ضریب جمله تصحیح خطا در جدول (۴) نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو است. این ضریب با علامت منفی و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۵۶ درصد انحراف رابطه‌ی کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس، تعدیل اثر یک شوک بر شاخص رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، کمی کمتر از دو دوره زمانی به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه‌ی کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه‌ی تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

برای بررسی پایداری ضرایب مدل برآورد شده، از دو آزمون مجموع تجمعی جملات پسماند بازگشتی[۲۳] (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات جملات پسماند بازگشتی[۲۴] (CUSUMQ) استفاده شد و نتایج این دو آزمون در نمودارهای (۲) و (۳) آمده است. از آن‌جا که هیچ‌کدام از این دو پسماند از محدوده بحرانی خارج نشده است، ثبات ساختاری در برآورد وجود دارد. در نتیجه، ضرایب برآوردی در سطح ۵٪ از پایداری مناسبی برخوردارند.



نمودار (۲): مجموع تجمعی جملات پسماند بازگشتی تابع رشد اقتصادی در ایران (CUSUM)

(Source: Research findings)



نمودار (۳): مجموع تجمعی مربعات جملات پسماند بازگشتی تابع رشد اقتصادی در ایران (CUSUMQ)

(Source: Research findings)

بحث و نتیجه‌گیری

با وجود مساعدت منابع‌طبیعی بر جوامع بشری، آثار زیان‌بار فعالیت‌های اقتصادی بشر بر منابع اکولوژیکی و محیط‌زیستی، یک بحران جدی را برای نسل‌های فعلی و آتی ترسیم نموده است. استفاده بیش از حد از منابع انرژی و اثرات سوء آلودگی‌های محیط‌زیست، از عواملی است که رشد اقتصادی پایدار را با تهدید مواجه کرده است. بر این اساس، در این پژوهش به ارزیابی تاثیر شاخص‌های اکولوژیکی بر رشد اقتصادی ایران در چارچوب تابع تولید پرداخته شد. نتایج آزمون علیت نشان داد که متغیرهای سرمایه، اشتغال، مصرف انرژی، رد پای اکولوژیکی و ظرفیت زیستی رابطه‌ی علی معناداری با معیار رشد اقتصادی دارند. به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرها، پس از ارزیابی نتایج مانایی متغیرها، از رهیافت مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد.

نتایج پژوهش حاکی از آن است که تشکیل سرمایه در بلندمدت، تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی دارد. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزی مدون و بلندمدتی در مجموعه زیرساخت‌ها مانند بزرگراه‌ها، جاده‌های حمل کالا، شبکه فاضلاب و سیستم آب‌رسانی، بهداشت و درمان صورت پذیرد، تا ضمن افزایش موجودی سرمایه، شرایط بهبود رشد و توسعه‌ی اقتصادی فراهم شود.

بر اساس نتایج، مصرف انرژی تاثیری مثبت بر رشد اقتصادی دارد. آن‌چه حایز اهمیت است، سیاست تشویق مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و جایگزینی آن در بلندمدت است. چرا که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، اثرات سوء مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر مانند افزایش آلودگی‌های محیط‌زیستی، تشدید پدیده‌ی تغییر اقلیم و ناامنی دسترسی به انرژی فسیلی را مرتفع می‌کند. بنابراین، می‌بایست سیاست‌های حمایتی مانند تامین سرمایه مالی و حمایت‌های تکنولوژیکی جهت بهره‌برداری هرچه بیشتر از منابع انرژی تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، مدنظر قرار گیرد.

شاخص رد پای اکولوژیکی با وجود اثرگذاری منفی بر رشد اقتصادی، فاقد معنی‌داری آماری است. با توجه به این که کاربری‌های مختلف اراضی در محاسبه‌ی شاخص ردپای اکولوژیکی مورد محاسبه قرار می‌گیرد، ممکن است که تجمیع این کاربری‌ها با یکدیگر، سبب عدم معنی‌داری آماری در توضیح رشد اقتصادی باشد. بر اساس نتایج، افزایش ظرفیت زیستی، تاثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی بر جا می‌گذارند. از این‌رو، مطابق فرضیه پناهگاه آلودگی، مبنی بر واردات کالاهای مستهلک و آلاینده از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه، می‌توان استدلال نمود که با توجه به موقعیت ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه، به طور بالقوه ممکن است هدف کشورهای پیشرفته جهت استفاده سوء از ظرفیت‌های محیط زیستی قرار گیرد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که در تدوین سیاست‌های تولیدی و تجاری کشور به نحوی اقدام شود تا ضمن حفظ هرچه بیشتر ظرفیت زیستی، با جلوگیری از واردات کالاهایی که توان زیستی داخل را از بین می‌برد، به تقویت هرچه بیشتر آن کمک شایانی نماید؛ همچنین با مدیریت مصرف، فرهنگ‌سازی و آگاهی از اثرات سوء تخریب محیط‌زیست و کاهش بهره‌برداری افراطی از اکوسیستم‌ها می‌توان وضعیت بحرانی عدم پایداری اکولوژیکی را تعدیل نمود.

به طورکلی، می‌توان بیان کرد که مطالعات در این زمینه می‌تواند نقش موثری در تحقق اهداف اسناد بالادستی ایفا نماید. به عنوان نمونه، در برنامه ششم توسعه، چهار هدف مهم در حوزه محیط‌زیست شامل کاهش انتشار آلاینده‌های محیط‌زیستی، جلوگیری از تخریب و آلودگی محیط‌زیست، حفظ و احیای تنوع زیستی و در نهایت حکمرانی خوب محیط‌زیستی دنبال شده است. برای مهمترین موضوع در این چهار هدف، یعنی کاهش انتشار آلاینده‌ها، سیاست‌گذاران و مجریان چهار راهبرد توسعه اقتصادی کم کربن، توسعه فناوری‌های سبز، بهبود کیفیت آب و هوا و کنترل انتشار گازهای گلخانه‌ای را دنبال می‌کنند. نتایج این مطالعه ثابت کرد که برای دستیابی به این هدف نیاز است که سرمایه‌گذاری مناسب جهت توسعه زیرساخت‌ها، گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و همچنین توجه به کنترل واردات کالاهای مستهلک و آلاینده صورت گیرد.

تقدیر و تشکر

این مقاله برگرفته از طرح شماره ۹۹۱/۰۴ تصویب شده در دانشگاه علوم کشاورزی و منابع‌طبیعی خوزستان است. از این‌رو، از دانشگاه علوم کشاورزی و منابع‌طبیعی خوزستان به خاطر تامین اعتبار این طرح، کمال تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

یادداشت‌ها

1. Ecological Footprint
2. Biocapacity
3. Organization for Economic Cooperation and Development
4. Groupe of Twenty
5. Land use
۶. جنگل‌ها به عنوان اصلی ترین منبع جذب کربن برای کاهش CO_2 هستند.
7. Built-up land
8. Global Hectares (GHa)
9. Augmented Dickey Fuller (ADF)
10. Phillips–Perron (PP)
11. Spurious Regression
12. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
13. Augmented ARDL
14. Error Correction Model (ECM)
15. Bounds Test
16. Unrestricted Error Correction Model (UECM)
17. Wald Test
18. World Development Indicators
19. Network Ecological Footprint
20. Jarque-Bera
21. Skewness
22. Kurtosis
23. Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)
24. Cumulative Sum Squares of Recursive Residual (CUSUMQ)

فهرست منابع

Adams, S.; Klobodu, E. K. M. & Apio, A. 2018. Renewable and non-renewable energy, regime type and economic growth. Renewable Energy, 125, 755-767.

Ahmad, N.; Du, L.; Lu, J.; Wang, J.; Li, H. Z. & Hashmi, M. Z. 2017. Modelling the CO2 emissions and economic growth in Croatia: is there any environmental Kuznets curve?. Energy, 123, 164-172.

Apergis, N. & Payne, J. E. 2010. Energy consumption and growth in South America: Evidence from a panel error correction model. Energy economics, 32(6), 1421-1426.

Appiah, M. O. 2018. Investigating the multivariate Granger causality between energy consumption, economic growth and CO2 emissions in Ghana. Energy Policy, 112, 198-208.

Aydin, M. & Turan, Y. E. 2020. The influence of financial openness, trade openness, and energy intensity on ecological footprint: revisiting the environmental Kuznets curve hypothesis for BRICS countries. Environmental Science and Pollution Research, 27(34), 43233-43245.

Aydin, M. 2019. Renewable and non-renewable electricity consumption-economic growth nexus: Evidence from OECD countries. Renew. Energy. 136, 599–606.

Bageri, M. 2010. Investigate the relations Short-term and long-term between GDP, energy consumption and carbon dioxide emissions in Iran. Energy Economics Studies, 27(7). 101-129. (in persian).

Baltagi, B. 2008. Econometric analysis of panel data (Vol. 1). John Wiley & Sons.

Cárdenas Rodríguez, M.; Haščič, I. & Souchier, M. 2018. Environmentally adjusted multifactor productivity: Methodology and empirical results for OECD and G20 countries. Ecological economics, 153(C), 147-160.

Charfeddine, L. & Mrabet Z. 2017. The impact of economic development and social-political factors on ecological footprint: A panel data analysis for 15 MENA countries. Renewable and Sustainable Energy Reviews. 76: 138–154.

Chow, G. C. & Li, J. 2014. Environmental Kuznets curve: conclusive econometric evidence for CO2. Pacific Economic Review, 19(1), 1-7.

Churchill, S. A.; Inekwe, J.; Ivanovski, K. & Smyth, R. 2020. The environmental Kuznets curve across Australian states and territories. Energy Economics, 90, 104869.

Cornelia, P.G. 2014. True cost economics: ecological footprint. Procedia Economics and Finance, 8, 550–555 .

Destek, M. A. & Aslan, A. 2017. Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth in emerging economies: Evidence from bootstrap panel causality. Renewable Energy. 111(Supplement C), 757–763.

Ellabban, O.; Abu-Rub, H. & Blaabjerg, F. 2014. Renewable energy resources: Current status, future prospects and their enabling technology. Renewable and Sustainable Energy Reviews. 39, 748–764.

Esfahani, H. S. & Ramírez, M. T. 2003. Institutions, infrastructure, and economic growth. Journal of development Economics, 70(2), 443-477.

Global Footprint Network. 2020. Retrieved January 11, 2020, from https://www.footprintnetwork.org/.

Halicioglu, F. 2009. An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. Energy Policy, 37, 1156-1164.

Jomhehpoor, M.; Hataminejad, H. & Shahnavaz, S. 2013. Investigating the status of sustainable development of Rasht city using ecological footprint method, Human Geographic Research. 45 (3): 191-208. (in persian).

Knowles, S. & Owen, P. D. 1995. Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. Economics letters, 48 (1), 99-106.

Lin, D.; Hanscom, L.; Martindill, J.; Borucke, M.; Cohen, L.; Galli, A.; Lazarus, E.; Zokai, G.; Iha, K.; Eaton. & Wackernagel, D.M. 2016. Working Guidebook to the National Footprint Accounts: 2016. Edition. Oakland: Global Footprint Network.

Matei, I. 2017. Is there a Link between Renewable Energy Consumption and Economic Growth? A Dynamic Panel Investigation for the OECD Countries. REP, 127 (6), 986-1012

Mikayilov, J.I.; Mukhtarov, S.; Mammadov, J. & Azizov, M. 2019. Reevaluating the environmental impacts of tourism: does EKC exist? Environ Sci Pollut Res 26:19389–19402. https://doi.org/10.1007/s11356-019-05269-w.

Mogadasi, R. & Ziaee, Z. 2011. Investigate the relationship between carbon dioxide emissions and GDP based on panel data. Economics and agricultural development, 4(25). 480-487. (in persian).

Moradgholi, F.; Zamanian, G. & Hatefi Madjumerd, M. 2020. The impact of energy consumption, financial development on economic growth, based on nonlinear and asymmetric approach, Fiscal and Economic Policies. 8(29): 7-53. (in Persian).

Muhammad, B. & Khan, S. 2019. Effect of bilateral FDI, energy consumption, CO2 emission and capital on economic growth of Asia countries. Energy Reports, 5, 1305-1315.

Narayan, S. & Doytch, N. 2017. An investigation of renewable and non-renewable energy consumption and economic growth nexus using industrial and residential energy consumption. Energy Econ. 68, 160–176.

Nofresti, M. 1999. The unit root and integration in econometrics, Rasa Cultural Services Institute, First edition, Tehran. (in persian).

Oosthoek, J. & Gills, B. K. 2005. Humanity at the crossroads: The globalization of environmental crisis. Globalizations, 2(3): 283-291.

Ozturk, I. & Acaravci, A. 2010. CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 14, 3220-3225.

Pesaran, H.M. & pesaran. B. 1997. Working with Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, Oxford University Press, Oxford.

Pesaran, H.M. & Shin, Y. 1998. An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, In (Ed) S. Storm. The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, Chapter II. Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16 (3): 289-326.

Rahman, M.M. & Velayutham, E. 2020. Renewable and non-renewable energy consumption-economic growth nexus: New evidence from South Asia. Renewable Energy. 147, 399-408.

Saboori, B.; Sulaiman, J. & Mohd, S. 2012. Economic growth and CO2 emissions in Malaysia: a cointegration analysis of the environmental Kuznets curve. Energy policy, 51, 184-191.

Sadeghi, H. & Islami, M. 2011. Economic growth and environmental pollution in Kyoto Protocol countries. Energy Studies, 8(30), 1-32. (in persian).

Sadorsky, P. 2009. Renewable energy consumption, CO2 emissions and oil prices in the G7 countries. Energy Economics. 31(3), 456–462.

Satti, S. L.; Hassan, M. S.; Mahmood, H. & Shahbaz, M. 2014. Coal consumption: An alternate energy resource to fuel economic growth in Pakistan. Economic Modelling, 36, 282-287.

Shahbaz, M.; Loganathan, N.; Muzaffar, A. T.; Ahmed, K. & Jabran, M. A. 2016. How urbanization affects CO2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. Renewable and Sustainable Energy Reviews. 57: 83-93.

Shahbaz, M.; Sarwar, S.; Chen, W. & Malik, M. N. 2017. Dynamics of electricity consumption, oil price and economic growth: Global perspective. Energy Policy, 108, 256-270.

Shahinifar, M. & Habibi, S. 2016. Application of Ecological Footprint Method in Regional Geographic Assessment (Case Study: Kermanshah County), Environmental Design, 9 (32): 41-62. (in Persian).

Sharzehi, G. & Haghani, M. 2009. Causality between CO2 emission and national income with Emphasis on energy consumption. Economic Research, 44(87), 75-90. (in persian).

Siddiki, J. U. 2000. Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. Applied Economics, 32 (15): 1977-1984.

Sinha, A. & Shahbaz, M. 2018. Estimation of environmental Kuznets curve for CO2 emission: role of renewable energy generation in India. Renewable energy, 119, 703-711.

Stern, D. I. & Cleveland, C. J. 2004. Energy and economic growth. Encyclopedia of energy, 2, 35-51.

Stern, D. I. 2000. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macro economy. Energy Economics, 22, 267-283.

Tang, C.F.; Tan, B.W. & Ozturk, I. 2016. Energy consumption and economic growth in Vietnam. 566 Ren and Sust Ener Rev. 54, 1506-14.

Tugcu, C.T.; Ozturk, I. & Aslan, A. 2012. Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth relationship revisited: Evidence from G7 countries. Energy Econ. 34, 1942–1950.

Tuna, G. & Tuna, V.E. 2019. The asymmetric causal relationship between renewable and NON-RENEWABLE energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries. Resources Policy. 62, 114–124.

Ucan, O.; Aricioglu, E. & Yucel, F. 2014. Energy Consumption and Economic Growth Nexus: Evidence from Developed Countries in Europe. International Journal of Energy Economics and Policy. 3, 411-419.

Uddin, G. A.; Salahuddin, M.; Alam, K. & Gow J. 2017. Ecological footprint and real income: Panel data evidence from the 27 highest emitting countries. Ecological Indicators, 77, 166-175.

Uddin, G.A; Alam, K. & Gow, J. 2019. Ecological and economic growth interdependency in the asian economies: an empirical analysis. Environ Sci Pollut Res 26(13):13159–13172. https://doi.org/ 10.1007/ s11356-019-04791-1.

Ulucak, R. & Bilgili, F. 2018. A reinvestigation of EKC model by ecological footprint measurement for high, middle and low income countries. Journal of cleaner production, 188, pp.144-157.

Wackernagel, M. & Rees, W. 1998. Our ecological footprint: Reducing human impact on the earth (Vol. 9). Canada: New Society Publishers.

Wackernagel, M.; Monfreda, C.; Erb, K.H.; Haberl, H. & Schulz, N.B. 2004. Ecological footprint time series of Austria, the Philippines, and South Korea for 1961–1999: comparing the conventional approach to an ‘actual land area’ approach. Land Use Policy, 21, 261-269.

Wilson, J. & Anielski, M. 2005. Ecological Footprints of Canadian Municipalities and Regions, the Canadian Federation of Canadian Municipalities, Anielski Management Inc, from: www.anielski.com.

World Development Indicators. 2020. Retrieved January 7, 2020, from http://www.worldbank.org/.

Yang, J.; Zhang, T.; Sheng, P. & Shackman, J. D. 2016. Carbon dioxide emissions and interregional economic convergence in China. Economic Modelling, 52, 672-680.