اقتصاد کشاورزی/جلد ۹/شماره ۴/صفحات ۱۹۵-۱۷۷

بررسی و تبیین رابطه بین انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی و تخریب محیط زیست در ایران

حمید امیرنژاد، محمد زرگر طالبی و محمد علی روشن فر[۱]

تاریخ دریافت:۱۳۹۳/۱۰/۲۱ تاریخ پذیرش:۱۳۹۴/۰۹/۰۷

چکیده

در دهه‌های اخیر، همگام با افزایش اهمیت چالش‌های محیط زیستی، همه‌ی کشورها تلاش می‌کنند با برنامه‌ریزی بهینه و به‌کارگیری روش‌های مناسب، نه تنها به هدف‌های اقتصادی خود دست یابند، بلکه آسیب‌های محیط زیستی ناشی از رشد اقتصادی را نیز به کمترین برسانند. تحقق این امر بدون اطلاع از چگونگی رابطه‌ی بین فعالیت‌های اقتصادی با آلودگی محیط زیست و تأثیرگذاری‌های متقابل بین آنها میسر نخواهد بود. در این بررسی، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن (به عنوان شاخص آلودگی محیط زیستی) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۳ در ایران با استفاده از روش اقتصادسنجی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مورد ارزیابی قرار گرفت. بنابر نتایج این بررسی، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تخریب محیط زیست و مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن تأیید شد. همچنین، رابطه مثبت و معنی‌داری در بلندمدت بین متغیرهای انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی با تخریب محیط زیست به دست آمده است. انتشار دی اکسید کربن تأثیرگذارترین متغیر بر تخریب محیط زیست تشخیص داده شد به‌طوری که با افزایش یک درصدی در انتشار دی اکسیدکربن، تخریب محیط زیست ۲/۲۷ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، ضریب تصحیح خطا نشان داد که ۰/۵۳ از شوک وارد شده در کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت اصلاح می‌شود. لذا، حدود ۲ سال زمان لازم است تا یک نبود تعادل در کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت تعدیل یابد.

طبقه‌بندی JEL: Q53 ،O13, C22, Q56

واژه‌های کلیدی: انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی، تخریب محیط زیست، الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی

[۱] به ترتیب؛ دانشیار،دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
Email: hamidamirnejad@yahoo.com

مقدمه

امروزه، انرژی در کنار دیگر عامل‌ها و نهاده‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی کشورها داشته و اهمیت آن همچنان رو به افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با دیگر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است. به‌طوری که در دهه‌های اخیر، رشد اقتصادی جهان و روند صنعتی شدن، موجب افزایش نیاز هر چه بیشتر و مصرف انرژی شده است. اما از آن جایی که بخش زیادی از این افزایش نیاز از منابع فسیلی تأمین می‌شود مصرف این منابع، انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد (محمدباقری، ۱۳۸۹). با اهمیت یافتن چالش‌های محیط زیستی، همه‌ی کشورهای جهان تلاش می‌کنند با برنامه‌ریزی بهینه و به‌کارگیری روش‌های مناسب، نه تنها به هدف‌های اقتصادی خود دست یابند، بلکه آسیب‌های محیط زیستی ناشی از رشد اقتصادی را نیز به کمترین برسانند (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳). تحقق این امر بدون اطلاع از چگونگی رابطه‌ی بین فعالیت‌های اقتصادی با آلودگی محیط زیست و تأثیرگذاری‌های متقابل بین آنها میسر نخواهد بود و این مسئله برای کشورهای در حال توسعه مانند ایران که هنوز در مراحل اولیه‌ی رشد و توسعه اقتصادی قرار دارد، اهمیت بیشتری یافته است (محمدباقری، ۱۳۸۹).

در بلندمدت، کاهش کیفیت زندگی در نتیجه وجود انواع آلودگی‌های محیطی (هوا، آب، خاک و حتی صوتی)، جنگل‌زدایی، استخراج بی‌رویه منابع کانی و بهره‌برداری بیش از حد تحمّل در شیلات روی تولید ملی و رفاه اجتماعی اثر گذار خواهد بود (عاقلی و همکاران، ۱۳۸۹). اما از آنجایی که بخش زیادی از این افزایش نیازها و خواسته ها از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آنها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد، در نگاه اولیه به نظر می‌آید رشد اقتصادی سبب آلودگی محیط زیستی می‌شود.

با توجه به اهمیت رشد و توسعه‌ی اقتصادی و همچنین توجه جامعه‌ی جهانی به مسئله محیط زیست، در دو دهه‌ی گذشته بررسی‌های زیادی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و تخریب محیط زیستی را مورد ارزیابی قرار داده‌اند، از نخستین بررسی‌های انجام شده در این گروه می‌توان به بررسی گراسمن و کراگر (۱۹۹۱) اشاره کرد. آنان با به‌کارگیری الگوی فرضیه‌ی محیط

زیستی کوزنتس[۱]، تأثیر رشد اقتصادی بر آلوده‌کننده‌های محیط زیست را مورد بررسی قرار داده و یک رابطه به صورت U وارونه بین درآمد سرانه و انتشار ذرات معلق در هوا و دیگر آلوده‌کننده‌ها را به دست آوردند. سویتاس و همکاران (۲۰۰۶)، رابطه‌ی بین مصرف انرژی، درآمد و انتشار کربن در امریکا را مورد بررسی قرار دادند. آنان نتیجه گرفتند، یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار بین انتشار کربن و مصرف انرژی وجود دارد، در حالی که چنین رابطه‌ای را بین درآمد و انتشار کربن نیافتند. جیمز (۲۰۰۷)، به بررسی رابطه‌ی بین انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در فرانسه در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۰ با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی تصحیح خطای برداری[۲](ECM) و الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی[۳](ARDL) پرداخت. نتیجه آن نشان داد که در بلندمدت، رابطه‌ی معنی‌داری بین متغیرها وجود دارد، ولی در کوتاه‌مدت این رابطه تنها بین مصرف انرژی و تولید برقرار است. هالیچی اوغلو (۲۰۰۸)، رابطه‌ی بین انتشار کربن، مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی در ترکیه را در دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ بررسی و دو نوع رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرها را تأیید کرد. ایوتا و همکاران (۲۰۱۰)، وجود منحنی محیط زیستی کوزنتس در فرانسه را یک‌بار با در نظر گرفتن متغیر انرژی هسته‌ای و بار دیگر با لحاظ کردن متغیر تجارت خارجی آزمون کردند. نتایج این بررسی نشان داد که رابطه‌ی محیط زیستی کوزنتس در فرانسه وجود دارد. جلیل و فریدون (۲۰۱۱)، به بررسی تأثیر رشد، مصرف انرژی و توسعه مالی روی انتشار گاز CO_2 در چین در دو دوره ۲۰۰۶-۱۹۵۳ و ۲۰۰۶-۱۹۷۸ با استفاده از الگوی ARDL پرداختند. نتایج نشان داد که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط زیست در چین شده است و رشد اقتصادی و مصرف انرژی موجب افزایش تخریب محیط زیست شده است. شاهباز و همکاران (۲۰۱۳)، به بررسی تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی و باز بودن تجارت بر انتشار CO_2 در دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۵ در

---

۱. کوزنتس (Kuznets)، در دهه‌ی ۱۹۶۰، در قالب یک فرضیه بیان کرد که رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و نابرابری، به صورت یک U وارونه است. در دهه‌ی ۱۹۹۰، محققان با به‌کارگیری این فرضیه، وجود چنین رابطه‌ای بین رشد اقتصادی و آلودگی زیست محیطی را بیان کردند و بدین شکل فرضیه‌ی زیست محیطی کوزنتس مطرح شد.

[1] Error Correct Model (ECM)

[2] Auto Regressive Distributed Lags (ARDL)

اندونزی پرداختند. نتایج نشان داد، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در اندونزی باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شود در حالی که توسعه مالی و تجارت سبب کاهش آن می‌شوند.

شرزه‌ای و حقانی (۱۳۸۸)، رابطه‌ی علیت گرنجری میان مصرف انرژی، درآمد ملی و انتشار کربن همراه با عامل‌های نیروی‌کار و سرمایه را در دوره‌ی ۱۳۸۴-۱۳۵۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست آمده در این زمینه گویای وجود یک رابطه‌ی علّی یک‌سویه از درآمد ملی به مصرف انرژی است. ولی رابطه‌ی علّی میان درآمد و انتشار کربن مورد تأیید قرار نگرفته است. بهبودی و همکاران (۱۳۸۹)، به بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار سرانه دی اکسید کربن را برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۴۶ پرداخته و به این نتیجه رسیدند، رابطه‌ی مثبتی بین متغیرهای مستقل همانند مصرف انرژی، رشد اقتصادی، آزادسازی تجاری و متغیر انتشار سرانه دی اکسید کربن در ایران وجود دارد.

هدف این بررسی، تبیین رابطه بین متغیرهای تخریب محیط زیستی، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری، انتشار دی اکسید کربن، و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به صورت همزمان و در قالب یک الگوی پویا می‌باشد. در این بررسی از روش اقتصادسنجی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها که بررسی‌های پیشین کمتر به آن پرداخته بودند، مورد توجه قرار گرفته است.

مواد و روش‌ها

به منظور برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، روش‌های اقتصادسنجی گوناگونی وجود دارد که در بررسی‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. در این بررسی از روش اقتصادسنجی الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای برآورد مدل و بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر استفاده شده است. روش اقتصادسنجی ARDL، نخستین بار توسط پسران و شین (۱۹۹۹) به منظور بررسی رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شد. این روش برتری زیادی نسبت به دیگر روش‌های همسان داشته، لذا به طور گسترده مورد استفاده قرار گرفته است. مهم‌ترین برتری روش ARDL قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف‌نظر از مانا یا نامانا بودن آنهاست. همچنین در این روش، افزون بر

امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه‌ی روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آنکه سرعت تعدیل نبود تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است (پسران و اسمیت، ۱۹۹۸). یک مدل الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به طورکلی به صورت $ARDL(p_1,q_1,q_2, \ldots q_k)$ نشان داده می‌شود. به طور مشخص، اگر Y_t متغیر وابسته و X_t متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به صورت رابطه (۱) خواهد بود (پسران و شین، ۱۹۹۹):

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K} \beta_i\,(L,q_i)X_{i,t} + u_t \qquad (۱)$$

این رابطه، رابطه‌ی پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به طوری که در آن:

$$\begin{aligned} \alpha(L,q_i) &= 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_P L^P \\ \beta_i(L,q_i) &= \beta_i + \beta_{i1} L + \cdots + \beta_{iq} L^q \end{aligned} \qquad (۲)$$

که در آن α_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P شمار وقفه‌های به‌کار رفته برای متغیر وابسته، (Y_t) و q شمار وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است. رابطه‌ی بلندمدت ARDL، با عملیات جبری ساده در رابطه (۲) و توجه به آنکه در بلندمدت ارزش جاری وقفه‌های هر یک از متغیرهای وابسته و توضیحی با هم برابر می‌شوند، به صورت رابطه (۳) به دست می‌آید (بنرجی و همکاران، ۱۹۹۲):

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i\, X_i + e_t \qquad (۳)$$

در این رابطه:

$$\begin{aligned} e_t &= \frac{U_t}{\alpha(1,P)} \\ \phi_{\cdot} &= \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)} \\ \lambda_{\mathrm{i}} &= \frac{\beta_{\mathrm{i}}(1,\mathrm{q})}{\alpha(1,\mathrm{P})} \end{aligned} \qquad (۴)$$

پیش از برآورد رابطه‌ی بلندمدت در روش ARDL باید بود یا نبود وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شود. در واقع، هدف این مرحله آزمون این مسئله است که آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت برآوردشده، به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟ بدین منظور و برای برآورد رابطه‌ی بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به صورت رابطه (۵) استفاده کرد. در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضریب‌های برآوردشده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. لذا، برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه به صورت رابطه (۵) انجام گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

$$H_0 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \geq 0 \qquad (۵)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 < 0$$

انجام این آزمون فرضیه (رابطه ۵)، با استفاده از آماره t که توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲) ارائه شده، به صورت رابطه (۶) امکان‌پذیر است:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\hat{\alpha}_i}} \qquad (۶)$$

با توجه به رابطه (۶)، اگر قدرمطلق مجموع ضریب‌های باوقفه متغیر وابسته که از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم می‌شود [قدرمطلق آماره t محاسباتی در رابطه (۶) از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)]، بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود وجود همگرایی بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

روش دیگری نیز برای بررسی آزمون صحت فرض وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد و آن استفاده از آزمون F مقید است. آماره‌ی این آزمون از رابطه (۷) به‌دست می‌آید (محمدباقری، ۱۳۸۹):

[1] Banerjee, Dolado and Mestre

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} + \sum_{m=1}^{n} \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^{P} \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \theta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در آن i، وقفه‌های متغیر توضیحی mام، j وقفه‌ی متغیر وابسته، n شمار متغیرهای توضیحی، p شمار وقفه‌های متغیر وابسته و q شمار وقفه‌ی متغیرهای توضیحی است. در این آزمون، فرض صفر مبنی بر نبود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهاست که به‌صورت رابطه (۸) تعریف می‌شوند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱):

$$\begin{aligned} &H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_m = 0 \\ &\mathrm{H}_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \cdots \neq \delta_\mathrm{m} \neq 0 \end{aligned} \qquad (۸)$$

آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل نبود تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطای ARDL، به صورت رابطه (۹) خواهد بود:

$$\Delta Y_t = \phi + \sum_{j=1}^{P} \phi_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^{n} \sum_{i=0}^{q} \beta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \lambda ECM_{t-1} + u_t \qquad (۹)$$

که در آن؛ λ، مقدار تعدیل در هر دوره تا رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. به منظور تحلیل ارتباط بلندمدت بین متغیرها و همچنین واکنش پویایی بین آنها از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای برآورد مدل تجربی ارائه شده در رابطه (۹) استفاده می‌شود. در این بررسی شکل الگوی پویا به‌صورت رابطه (۱۰) مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\begin{aligned} \Delta \ln DEG_t = {} & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta \ln LOP_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta \ln LEU_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \theta_i \Delta \ln CO2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \lambda_i \Delta \ln LFD_{t-i} \\ & + \rho_1 \ln DEG_{t-1} + \rho_2 \ln LOP_{t-1} + \rho_3 \ln LEU_{t-1} + \rho_4 \ln CO2_{t-1} + \rho_5 \ln LFD_{t-1} + u_t \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

که در این رابطه؛ p طول وقفه متغیر وابسته و q طول وقفه متغیرهای توضیحی است و بنابراین برای همه‌ی متغیرهای توضیحی یکسان نیست. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. رابطه تصحیح خطای مدل را می‌توان به صورت رابطه (۱۱) نوشت (محمد باقری، ۱۳۸۹):

$$LDEG_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta LOP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_0} \beta_i \Delta LEU_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_i \Delta LCO2_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_i \Delta LFD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \emptyset_i \Delta D_{t-i} + \theta ecm_{t-1} + u_{2t} \quad (۱۱)$$

که در این رابطه Δ عملگر تفاضل مرتبه اول است. θ ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین، شمار وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان با کمک ضابطه‌های آکایک، شوارتز- بیزین و حنان کوئین تعیین کرد (پسران و اسمیت، ۱۹۹۵).

به منظور بررسی اثراگذاری‌های انتشار و مصرف انرژی بر تخریب محیط زیست در ایران در آغاز باید این متغیرها تعریف شوند. از آنجایی‌که حساب‌های ملی تحت تأثیر پیامدهای منفی محیط زیستی قرار دارند، نظام متعارف محاسبه تولید ناخالص ملی نمی‌تواند اثر تحولات محیط زیست را روی رفاه یا درآمد افراد جامعه اندازه بگیرد. از این رو، امروزه به تولید ملی سبز که در آن استهلاک سرمایه‌های طبیعی لحاظ شده است، توجه زیادی می‌شود. تالبرت و بوهارا (۲۰۰۶) تخریب محیط زیست را به صورت اختلاف بین تولید ملی سبز و تولید ناخالص ملی رایج به صورت رابطه (۱۲) تعریف کردند.

$$DEG_t = GNP_t - ENP_t \quad (۱۲)$$

که در آن ENP تولید ملی سبز، GNP تولید ملی متعارف و DEG معرف اختلاف بین این دو معیار (انحراف تولید ملی از تولید ملی سبز) بوده و اندیس t مبین زمان خواهد بود. همچنین، از شاخص CO_2/POP برای بررسی اثرگذاری‌های آلودگی هوا استفاده می‌شود که در آن CO_2 میزان انتشار دی اکسید کربن و POP معرف جمعیت است و نسبت این دو متغیر، سرانه انتشار دی اکسید کربن را اندازه می‌گیرد. EU به عنوان مصرف انرژی و FD سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شناخته می‌شوند. OP، شاخص آزادی تجارت یا درجه باز بودن اقتصاد است که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به‌صورت رابطه (۱۳) به‌دست می‌آید (عاقلی و همکاران، ۱۳۸۹).

$$Openness_t = (X_t + M_t)/GDP_t \quad (۱۳)$$

این تحقیق مشتمل بر دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳ بوده و داده‌های مربوط به CO_2 از شاخص توسعه جهانی (WDI) و داده‌های مصرف انرژی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و صادرات و واردات ایران،

از پایگاه داده‌های بانک مرکزی اقتباس شده و همچنین داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی از بانک جهانی گردآوری شده است.

همه‌ی برآوردهای مدل با استفاده از نرم‌افزار Microfit 4.1 انجام شـده است، به طوری که در آغاز با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد، درجـه‌ی هـم‌جمعـی هر یک از متغیرهای مدل تعیین می‌شود. سپس با انجام آزمون F، بود و یا نبود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها بررسی شده و ضـریب‌های بلندمـدت محاسـبه مـی‌شـود. در مرحله‌ی بعد به منظور بررسی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیرهـا، مـدل تصـحیح خطـای ARDL، برآورد شده و سـرعت تعـدیل در هـر دوره بـه منظـور برقـراری یـک رابطـه‌ی بلندمدت به‌دست می‌آید. در پایان نیز برای اطمینان از ثبات ضریب متغیرهای مدل در طول زمان، آزمون‌های ثبات ساختاریِ مجموع تجمعی باقی‌مانده تکراری (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری (CUSUMSQ) انجام می‌گیرد.

نتایج و بحث

پیش از پرداختن به برآورد الگو، لازم است مانایی متغیرهای به-کار رفته در مدل را بررسی کرد. برای این منظور، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] استفاده شد. این آزمون برای همه‌ی متغیرهای موجود در الگو آزمون شد. نتایج به‌دست آمده از این آزمون در جدول (۱) منعکس است. متغیرهای بررسی شده شامل DEG تخریب محیط زیست (اختلاف بین تولید ملی سبز و تولید ناخالص ملی رایج)، CO2 سرانه انتشار دی اکسید کربن، EU مصرف انرژی، OP درجه باز بودن تجارت، FD سرمایه‌گذاری خصوصی و DUM متغیر مجازی برای بررسی شکست ساختاری برای سال‌های پس از جنگ تحمیلی یعنی سال ۱۳۶۷ به بعد می‌باشد و عملگر Δ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرها است.

جدول (۱) آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول

نام متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند			با عرض از مبدأ و با روند		
	آماره ADF		وقفه بهینه	آماره ADF		وقفه بهینه
DEG	۰/۶۴۷۷	(-۲/۹۵۲)	۰	-۱/۸۰۸۵	(-۳/۵۵۱۴)	۰
CO2	۰/۰۴۱۲۶	(-۲/۹۵۲)	۰	-۴/۲۴۶۹	(-۳/۵۵۱۴)	۰

[1] Augmented Dickey-Fuller (ADF) Unit Root Test

ادامه جدول (۱) آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول

نام متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند		با عرض از مبدأ و با روند		
	آماره ADF	وقفه بهینه	آماره ADF		وقفه بهینه
EU	−۰/۵۶۵۷	(−۲/۹۵۲)	۱	−۳/۶۱۰۹	(−۳/۵۵۱۴)	۰
OP	−۱/۳۵۹۰	(−۲/۹۵۲)	۱	−۲/۰۸۲۸	(−۳/۵۵۱۴)	۱
FD	−۰/۷۷۴۴	(−۲/۹۵۲)	۰	−۱/۰۱۴۶	(−۳/۵۵۱۴)	۱
ΔDEG	−۵/۷۶۵۸	(−۲/۹۵۵)	۰	−۵/۹۷۷۲	(−۳/۵۵۶۲)	۱
ΔCO2	−۴/۵۴۰۰	(−۲/۹۵۵)	۰	−۴/۷۷۶۵	(−۳/۵۵۶۲)	۰
ΔEU	−۸/۸۶۷۲	(−۲/۹۵۵)	۰	−۸/۷۵۲۶	(−۳/۵۵۶۲)	۰
ΔOP	−۴/۱۴۴۱	(−۲/۹۵۵)	۰	−۴/۱۱۸۶	(−۳/۵۵۶۲)	۰

منبع: یافته‌های پژوهش. نکته: اعداد درون پرانتز مقدار بحرانی آماره دیکی فولر است.

بنابر نتایج این جدول، متغیرهای تخریب محیط زیست و سرمایه‌گذاری خصوصی با اطمینان ۹۵ درصد در سطح مانا نبوده و متغیرهای مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در سطح ایستا می‌باشند. این در حالی است که تفاضل مرتبه‌ی اول همه‌ی متغیرها در سطح ایستا می‌باشد. لذا، استفاده از روش ARDL که در آن باید متغیرها از درجه I(0) و I(1) باشند، بدون ایراد است.

معیار شوارتز- بیزین (SBC) برای تعیین وقفه‌های بهینه مدل به‌دلیل این‌که وقفه‌های کمتری را به‌کار می‌برد، استفاده شد. بنابراین، بهترین الگوی پویای به‌دست آمده برای مدل به‌صورت ARDL(1,0,0,0,0,0) تعیین شد که نتایج آن در جدول (۲) منعکس است.

جدول (۲) نتایج به‌دست آمده از آزمون همگرایی مدل پویا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
DEG(-1)	۰/۴۷۳۴***	۰/۱۱۲۵	۴/۲۰۸۱	(۰/۰۰۰)
EU	۰/۲۲۰۸**	۰/۰۹۶۶	۲/۲۸۵۷	(۰/۰۳۰)
CO_2	۱/۱۹۷۹***	۰/۲۹۷۸	۴/۰۲۱۴	(۰/۰۰۰)
OP	۰/۴۸۹۶	۰/۷۰۵۷	۰/۶۹۳۸	(۰/۴۹۳)
FD	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۴۷	۰/۲۵۹۴	(۰/۷۹۷)
DUM	−۰/۱۷۸۹***	۰/۰۵۶۳	−۳/۱۷۴۶	(۰/۰۰۴)
Constant	−۲/۱۱۷۵***	۰/۶۲۵۹	−۳/۳۸۳۰	(۰/۰۰۲)

ادامه جدول (۲) نتایج به‌دست آمده از آزمون همگرایی مدل پویا

R^2 تعدیل شده	۰/۹۶	
آماره (F(۶، ۲۹)	۱۴۳/۱۱	(۰/۰۰۰)
آماره H دوربین	-۰/۴۸۱۸	(۰/۶۳۰)

منبع: یافته‌های پژوهش. ** و *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۵ و ۱درصد را نشان می‌دهد.

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که ضریب‌های همه متغیرها به جز درجه‌ی باز بودن تجارت (OP) و سرمایه‌گذاری خصوصی (FD) از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. با توجه به آماره‌ی F و مقدار سطح احتمال آن، کل مدل هم کاملاً معنی‌دار است. مقدار R^2 تعدیل شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که، ۹۶ درصد از تغییرپذیریهای متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده می‌شود و همچنین با توجه به آماره H دوربین و سطح احتمال آن، فرض وجود خود همبستگی رد می‌شود.

پس از برآورد مدل پویا بایستی آزمون بود یا نبود رابطه‌ی بلندمدت انجام شود. در این مرحله، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آماره‌ی t بنرجی، دولادو و مستر بررسی شده که مقدار این آماره بر پایه رابطه‌ی (۶)، ۴/۶۸- به‌دست آمده است:

$$t = \frac{(0.47347 - 1)}{0.11251} = -4.67985 \qquad (۱۴)$$

از آنجایی که مقدار آماره t محاسبه شده از مقدار بحرانی آماره بنرجی، دولادو و مستر در سطح احتمال ۵ درصد که برابر ۴/۴۳- است، بزرگتر می‌باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه تعادلی بلندمدت رد می‌شود و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها پذیرفته می‌شود. روش دیگر برای بررسی وجود رابطه بلندمدت استفاده از آماره F است. جدول (۳)، آماره F محاسباتی و مقادیر بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ و ۱۰ درصد برای I(0) و I(1) برای بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، درجه باز بودن تجارت و متغیر مجازی جنگ تحمیلی با تخریب محیط زیست را نشان می‌دهد.

جدول (۳) آماره F برای بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی در بلندمدت

مدل ARDL	بیشینه وقفه	آماره F	مقادیر حد بحرانی F			
			سطح معنی‌داری ٪۵		سطح معنی‌داری ٪۱۰	
			I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
(DEG|EU,CO2,FD,OP,DUM)	۱	۶۲/۷۹۰	۲/۶۴۹	۳/۸۰۵	۲/۲۶۲	۳/۳۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش.

با توجه به نتایج جدول (۳)، آماره F محاسباتی مربوط به آزمون فرضیه صفر دال بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برابر ۶۲/۷۹۰ می‌باشد. از آنجایی‌که این مقدار از حد بالای مقدار بحرانی در سطح احتمال ۵ درصد فراتر است، لذا فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود. بنابراین، برابر نتایج جدول (۳)، وجود یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای تخریب محیط زیست و مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و درجه باز بودن تجارت تأیید می‌شود. به منظور اطمینان از درستی اعتبار الگوی بلندمدت، آزمون‌های تشخیصی لازم بررسی شد. در جدول (۴)، آماره‌های χ^2_{LM}، χ^2_{RESET}، χ^2_{NORM} و χ^2_{HET} به‌ترتیب آماره‌های بیشینه راستنمایی مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی پیاپی، خطا در تصریح شکل تابعی مدل، عادی بودن توزیع جملات اخلال و واریانس ناهمسانی هستند. آماره‌های یادشده و آماره‌های F مربوط به آنها نشان‌دهنده آزمون‌های تشخیصی مدل است. با توجه به نتایج جدول (۴)، الگوی پویای ARDL دارای مشکلات خودهمبستگی، شکل تبعی نامناسب و واریانس ناهمسانی نبوده و درستی الگوی برآورد شده از نظر آماری مورد تأیید می‌باشد.

جدول (۴) نتایج آزمون‌های تشخیصی برای الگوی پویای ARDL

فرضیه صفر	آماره مربوطه	آماره بیشینه راستنمایی	آماره F	
نبود خود همبستگی پیاپی	χ^2_{LM}	۰/۲۶۷۵	(۰/۶۰۵)*	۰/۲۰۹۶ (۰/۶۵۱)
تصریح مناسب شکل تبعی	χ^2_{RESET}	۲/۴۱۳۹	(۰/۱۲۰)	۲/۰۱۲۴ (۰/۱۶۷)
عادی بودن توزیع جملات اخلال	χ^2_{NORM}	۰/۳۹۱۴	(۰/۸۲۲)	ندارد
نبود واریانس همسانی	χ^2_{HET}	۲/۱۲۳۰	(۰/۱۴۵)	۲/۱۳۰۷ (۰/۱۵۴)

منبع: یافته‌های پژوهش. *: اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال بحرانی می‌باشند.

پس از تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، می‌توان ضریب‌های رابطه بلندمدت را محاسبه کرد. جدول (۵) معرف نتایج برآورد ضرایب‌های رابطه بلندمدت الگوی ARDL می‌باشد.

جدول (۵) نتایج برآورد ضرایب‌های بلندمدت مدل ARDL

متغیر وابسته، DEG (متغیر تخریب محیط زیست) می‌باشد.

نام متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال	انحراف استاندارد
EU	۰/۴۱۹۳**	۲/۳۳۲۳	۰/۰۲۷	۰/۱۷۹۸۰
CO_2	۲/۲۷۵۲***	۶/۰۹۵۱	۰/۰۰۰	۰/۳۷۳۲
OP	۰/۹۳۰۰	۰/۶۹۶۹	۰/۴۹۱	۱/۳۳۴۵
FD	۰/۰۰۲۳	۰/۲۶۳۴	۰/۷۹۴	۰/۰۰۸۷
DUM	- ۰/۳۳۹۸***	-۳/۹۵۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۸۵۹۸
C	-۴/۰۲۱۵	-۳/۸۲۳۶	-	-۱/۰۵۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش. ** و * به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح احتمال ۵ و ۱درصد هستند.**

بنابر نتایج جدول (۵)، ضریب متغیر مصرف انرژی (EU) مثبت و معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در مصرف انرژی، تخریب محیط زیست (DEG) در بلندمدت ۰/۴۲ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، ضریب انتشار دی اکسید کربن (CO_2)، مثبت به‌دست آمده است و نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین انتشار دی اکسید کربن با تخریب محیط زیست در بلندمدت می‌باشد. بنابراین، یک درصد افزایش در انتشار دی اکسید کربن، ۲/۲۷ درصد تخریب محیط زیست را در بلندمدت افزایش می‌دهد. رابطه درجه باز بودن اقتصاد (OP) در بلندمدت با تخریب محیط زیست نیز مثبت است. یعنی با افزایش تجارت در اقتصاد کشور، تخریب محیط زیست بیشتر می‌شود، هر چند این متغیر از نظر آماری معنی‌دار نیست. تأثیر متغیر سرمایه‌گذاری خارجی (FD) بر تخریب محیط زیست ناچیز و بی‌معنی به‌دست آمده است. ضریب متغیر مجازی سال‌های پس از جنگ تحمیلی (DUM) منفی و معنی‌دار می‌باشد که نشان‌دهنده کاهش تخریب محیط زیست پس از سال‌های جنگ تحمیلی است.

به منظور بررسی اینکه چه مقدار از نبود تعادل‌های کوتاه‌مدت متغیرهای مدل در بلندمدت تعدیل می‌شوند، باید الگوی تصحیح خطا (*ECM*) مورد توجه قرار گیرد. لذا، نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی کوتاه‌مدت رابطه (۹)، در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶) نتایج برآورد ضرائب کوتاه‌مدت و مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته ΔDEG (تفاضل مرتبه اول متغیر تخریب محیط زیست) می‌باشد.

نام متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال	انحراف استاندارد
ΔEU	۰/۲۲۰۸**	۲/۲۸۵۷	۰/۰۳۰	۰/۰۹۶۶
ΔCO_2	۱/۱۹۷۹***	۴/۰۲۱۴	۰/۰۰۰	۰/۲۹۷۸
ΔFD	۰/۰۰۱۲	۰/۲۵۹۴	۰/۷۹۷	۰/۰۰۴۷
ΔOP	۰/۴۸۹۶	۰/۶۹۳۸	۰/۴۹۳	۰/۷۰۵۷
ΔDUM	-۰/۱۷۸۹***	-۳/۱۷۴۶	۰/۰۰۴	۰/۰۵۶۳
C	-۲/۱۱۷۵***	-۳/۳۸۳۰	۰/۰۰۲	۰/۶۲۵۹
$ECM(-1)$	-۰/۵۲۶۵۳***	-۴/۶۷۹۸	۰/۰۰۰	۰/۱۱۲۵
ضریب تعیین: R^2	۰/۵۳۸			
آماره F (۶، ۲۹) :	۵/۶۴۹			(۰/۰۰۱)
آماره دوربین واتسون:	۲/۱۱			

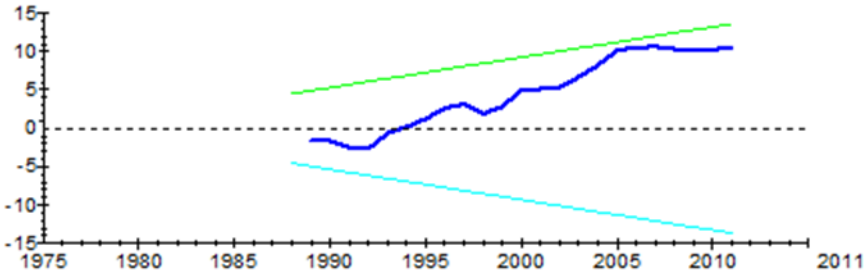
منبع: یافته‌های پژوهش. ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح احتمال ۵ و ۱درصد می‌باشند.

از آنجا که مقدار آماره F به‌دست آمده از مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگتر است، لذا فرضیه صفر مبنی بر تصریح نامناسب مدل رد می‌شود. مقدار آماره دوربین- واتسون بیانگر نبود وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال در مدل می‌باشد.

در جدول (۶) ضریب‌های کوتاه‌مدت، آماره t، انحراف استاندارد و احتمال پذیرش فرضیه صفر ضریب متغیرها مشخص شده است. ضریب‌های متغیرهای تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی (*ΔEU*)، انتشار دی اکسید کربن (*ΔCO2*)، متغیر مجازی پس از سال‌های جنگ تحمیلی (*ΔDUM*) و ضریب جزء تصحیح خطا (*ECM*) از نظر آماری معنی‌دار شده‌اند. علامت ضریب جمله‌ی تصحیح خطا برابر انتظار منفی می‌باشد. مقدار ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که ۰/۵۲ از تکانه وارد شده در کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت اصلاح می‌شود. بنابراین، حدود ۲ سال زمان لازم است تا یک نبود تعادل در کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت تعدیل شود.

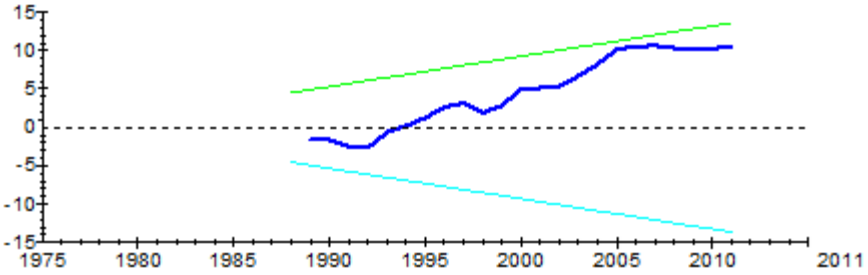
نتایج آزمون‌های ثبات ساختاریِ مجموع تجمعی باقی‌مانده تکراری (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری (CUSUMSQ) برای ثبات ضریب‌های برآوردی مدل در نمودار (۱) و (۲) نشان داده شده است. در صورتی که آماره آزمون در بین دو خط مستقیم قرار گیرند فرضیه صفر

یعنی ثبات ضریب‌ها پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های ثبات ساختاری برای مدل برآوردی در نمودار (۱) و (۲) نشان داده شده است. از آنجا که مشخصه محاسباتی در درون محدوده خطوط بحرانی قرار گرفته است، لذا مشخصه‌های برآوردی در سطح معنی‌داری ۵ درصد دارای ثبات خواهد بود.



The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

نمودار (۱) مجموع تجمعی باقی‌مانده‌ی تکراری (CUSUM)



The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

نمودار (۲) مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری (CUSUMSQ)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج به‌دست آمده بین متغیرهای مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن و متغیر مجازی پس از سال‌های جنگ تحمیلی با تخریب محیط زیست در ایران رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد. همچنین، علامت ضریب متغیرهای مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن مثبت به‌دست آمده است که این به معنای تأثیر مثبت این متغیرها بر تخریب محیط زیست در ایران می‌باشد. اما علامت ضریب

متغیر مجازی پس از سال‌های جنگ تحمیلی منفی به‌دست آمده است که نشان می‌دهد در سال‌های پس از جنگ تحمیلی میزان تخریب محیط زیست کاهش یافته است.

مقایسه نتایج روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که مصرف انرژی در بلندمدت تأثیر بیشتری بر تخریب محیط زیست نسبت به کوتاه‌مدت دارد. همچنین، انتشار دی اکسید کربن نیز در بلندمدت تأثیر بیشتری بر تخریب محیط زیست می‌گذارد که با نتایج بررسی جیمز (۲۰۰۷) همخوانی دارد. از بین متغیرهای مورد بررسی، انتشار دی اکسید کربن در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳ بیشترین تأثیر را بر تخریب محیط زیست در بلندمدت داشته که این نتیجه برابر فرضیه، مورد انتظار بوده است. علامت ضریب جمله‌ی تصحیح خطا برابر انتظار منفی است و نشان‌دهنده سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به رابطه‌ی تعادلی بلندمدت است. مقدار ضریب تصحیح خطا، ۰/۵۳- به‌دست آمده و نشان‌دهنده‌ی تعدیل ۰/۵۳ درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت خواهد بود. به عبارت دیگر، نبود تعادل ایجادشده در کوتاه‌مدت پس از نزدیک به دو سال به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

به‌طور کلی، نتایج این بررسی با نتایج بررسی‌های سویتاس و ساری (۲۰۰۹)، ایوتا و همکاران (۲۰۱۰)، جلیل و فریدون (۲۰۱۱) و شهباز و همکاران (۲۰۱۳) که یک رابطه‌ی بلندمدت مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن با متغیر تخریب محیط زیست را تأیید کردند، همخوانی دارد. همچنین، در بین بررسی‌های داخلی با نتایج بررسی بهبودی و همکاران (۱۳۸۹) که رابطه مثبتی بین متغیرهای توضیحی همانند مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن را با تخریب محیط زیست تأیید کردند، نیز همخوانی دارد.

افزایش روزافزون جمعیت و رشد اقتصادی باعث افزایش استفاده از انرژی و انتشار بیشتر دی اکسید کربن شده و تخریب بیشتر محیط زیست را در پی دارد. نتایج این بررسی در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳ نیز نشان می‌دهد که اثرگذارترین متغیر از بین متغیرهای مورد بررسی بر تخریب محیط زیست، متغیر انتشار دی اکسید کربن و متغیر مصرف انرژی می‌باشد. لذا، نخستین اقدام برای کاهش تخریب محیط زیست، در نظر گرفتن سیاست‌های کنترل آلودگی ناشی از سوخت‌های فسیلی برای کاهش انتشار دی اکسید کربن و راهکارهای استفاده‌ی بهینه و عقلایی از نهاده‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد می‌باشد. از آنجایی که انتشار دی اکسید کربن به‌نحوی به مصرف انرژی نیز بستگی دارد، لذا اقدام‌های لازم برای اصلاح الگوی مصرف انرژی و افزایش کارآیی استفاده از انرژی

ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین، استفاده از سوخت‌های پاک به جای سوخت‌های فسیلی و افزایش بازده مصرف انرژی برای بهبود این وضعیت و جلوگیری از تخریب بیشتر محیط زیست بایستی مورد توجه قرار گیرد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از این بررسی و رابطه‌ی کوتاه‌مدت و بلندمدتی که بین متغیرهای مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن با تخریب محیط زیست در ایران وجود دارد، پیشنهادهای زیر را می‌توان ارائه کرد:

۱- برای بهبود کیفیت محیط زیست و کاهش روند تخریب آن لازم است ، به کاربرد انرژی‌های تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، باد، آب و زمین‌گرمایی نسبت به کاربرد سوخت های فسیلی بیشتر توجه شود. به طوری که با اتخاذ سیاست‌های مناسب برای کاربرد انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر، در آینده‌ی نزدیک شاهد کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی باشیم تا از این راه بازده‌ی مصرف انرژی افزایش و کیفیت محیط زیست بهبود یابد.

۲- به منظور کاهش و کنترل انتشار دی اکسید کربن و دیگر آلاینده‌های زیست محیطی، بایستی با به‌کارگیری استانداردهای زیست محیطی مناسب‌تر، اعمال جرایم و مالیات‌های زیست محیطی برای بنگاه‌های آلاینده، جایگزینی تدریجی انرژی‌های تجدیدپذیر و پاک با انرژی‌های فسیلی، و بهبود کارایی بنگاه‌های اقتصادی از طریق جایگزینی فناوری‌های کارآ و سازگار با محیط زیست به جای فناوری‌های قدیمی و ناکارا، توجه بیشتری توسط سازمان‌های مربوطه و برنامه‌ریزان اقتصادی کشور صورت پذیرد.

منابع

بهبودی، د.، فلاحی، ف. و برقی گل‌عذابی، ا. (۱۳۸۹) *عوامل اقتصادی اجتماعی مؤثر بر انتشار سرانه دی اکسید کربن در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶). تحقیقات اقتصادی، (۹۰): ۱۷-۱.*

شرزه‌ای، غ. و حقانی، م. (۱۳۸۸) بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد داخلی با تأکید بر نقش مصرف انرژی. *تحقیقات اقتصادی، (۶۸): ۹۰-۷۵.*

صادقی، ح.، سعادت، ر. (۱۳۸۳) رشد جمعیت، رشد اقتصادی و آثار زیست محیطی در ایران (یک تحلیل علّی). *تحقیقات اقتصادی، (۶۴): ۱۸۰-۱۶۳.*

صالح، ا.، شعبانی، ز.، سادات باریکانی، ح.، یزدانی، س. (۱۳۸۸) بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران، مطالعه موردی: گاز دی اکسید کربن. *اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال هفدهم، (۶۶): ۴۱-۱۹.*

عاقلی، ل.، ولایی یامچی، م. و جنگ‌آور، ح. (۱۳۸۹) مطالعه اثر باز بودن اقتصاد بر تخریب زیست محیطی در ایران. *فصلنامه راهبرد، ۱۹(۵۷): ۲۱۶-۱۹۷.*

محمدباقری، ا. (۱۳۸۹) بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران (۲۰۰۸-۱۹۶۵). *مطالعات اقتصاد انرژی، ۷(۲۷): ۱۲۹-۱۰۱.*

نوفرستی ، م. (۱۳۷۷) ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. *مؤسسه‌ی خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.*

Banerjee, A., Dolado, J. J. and Mestre, R. (1992) On some simple test for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain working paper, No. 9302*.

Grossman, G. M. and Krueger, A. B. (1991) Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER Working Papers Series, No.3914.

Granger, C. W. J. (1988) Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics, 39: 199-211*.

Jalil, A. and Feridun, M. (2011) The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A cointegration analysis. *Journal of Energy Economics, 33(2): 284-291*.

James, K. G. (2007) Global inequality and global macroeconomics. *Journal of Policy Modeling, 29(4): 587-607.*

Halicioglu, F (2008) An econometric study of CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. MPRA Paper No.11457.

Iwata, H., Okada, K., and Samreth, S. (2010) Empirical study on environmental Kuznets curve for CO_2 in France: the role of nuclear energy. *Energy Policy, 38, 4057-4063.*

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

Pesaran, H. M. and Smith, R. (1995) Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics, 68: 79-113*.

Pesaran, M. H. and Smith, R. (1998) Structural analysis of cointegration VAR. *Journal of Economic Surveys, 12(5): 471–505.*

Pesran, M. H and Shin, Y. (1999) An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. *Cambridge University Press: 1-24.*

Shahbaz, M., Hye, Q._M._A., Tiwari, A._K. and Leitao, N. C. (2013) Economic growth, Energy consumption, financial development, international trade and CO_2 emissions in Indonesia. *Journal of Renewable and Sustainable Energy Reviews, 25: 109-121.*

Soytas, U., and Sari, R. (2009) Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: challenges faced by an EU candidate member. *Ecological Economics, 68(6): 1667-1675.*

Talberth, J, and Bohara, A. K. (2006) Analysis economic openness and green GDP. *Journal of Ecological Economics, 58(4): 743-758.*