

بررسی مسائل زیست محیطی و پیش‌بینی انتشار دی‌اکسید کربن در اقتصاد ایران

محمد رضا لطفعلی پور^۱

محمدعلی فلاحي^۲

مرتضی بستام^۳

تاریخ پذیرش: ۹۱/۷/۳۰

تاریخ دریافت: ۹۱/۴/۵

چکیده

انتشار گازهای آلاینده و پیامدهای آن، خصوصاً در شرایط کنونی که حجم آن با روند صعودی در حال افزایش است، موجب گشته توجه بیش‌تری به منظور مقابله با آثار مخرب آن جلب شود. در مقاله حاضر نخست، رابطه بلند مدت بین رشد اقتصادی و انتشار گاز CO₂ و دیگر متغیرهای مؤثر آزمون می‌شود و با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه توزیع (ARDL)، شکل تبعی منحنی زیست محیطی برای ایران بررسی می‌شود. سپس، با استفاده از مدل خاکستری (GM) پیش‌بینی انتشار دی‌اکسید کربن برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۲۰ صورت می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهند اولاً، علی‌رغم ارتباط بلند مدت متغیرهای تحقیق با انتشار دی‌اکسید کربن، منحنی زیست محیطی کوزنتس برای ایران صادق نیست. ثانیاً، میزان انتشار دی‌اکسید کربن کشور در سال ۲۰۲۰ به میزان ۹۲۵/۷ میلیون تن خواهد رسید. این میزان، رشد ۶۶ درصدی را نسبت به سال ۲۰۱۰ نشان می‌دهد.

کلید واژه: انتشار دی‌اکسید کربن، الگوی خودبازگشت با وقفه توزیعی (ARDL)، سیستم خاکستری (GM).

طبقه بندی JEL: Q53, C22, Q56

Email: Lotfalipour@um.ac.ir

Email: falahi@um.ac.ir

Email: Morteza.Bastam@gmail.com

۱. دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

۲. دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد

۳. کارشناس ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

۱- مقدمه

امروزه، مسأله رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های جوامع است. کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه خواهان رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب برای گذار از شرایط موجود هستند. این موضوع اغلب به ایجاد زیان‌های زیست محیطی (مانند استفاده فزاینده از منابع طبیعی و انتشار حجم بیشتری از آلاینده‌ها) می‌انجامد. از سوی دیگر، از لحاظ توسعه پایدار این نگرانی وجود دارد که گسترش رشد اقتصادی جهان مشکلاتی برای محیط زیست پیش آورد. این موضوع باعث شده توجه اقتصاددانان به این مسئله معطوف شود. آلودگی هوا به عنوان یکی از ابعاد آلودگی‌های زیست‌محیطی، به صورت باران اسیدی و یا گرم شدن کره زمین نمایان می‌شود. از یک سو، یکی از شاخص‌های تخریب محیط زیست انتشار گازهای آلاینده و ایجاد آب و هوای ناپایدار است. از سوی دیگر، رشد اقتصادی پیامدهای ناگواری به خصوص در زمینه محیط زیست به همراه داشته‌است، زیرا بستر بیشتر فعالیت‌های اقتصادی محیط زیست است و در حقیقت محیط زیست و رشد اقتصادی در ابتدایی‌ترین سطح به یکدیگر وابسته‌اند. لذا در سالهای اخیر جهان شاهد تغییرات زیست محیطی بزرگ و نامطلوبی همانند افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG)^۱ شده است. انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌ویژه انتشار CO₂، یکی از دلایل اصلی گرم شدن کره زمین به شمار می‌رود. بر اساس گزارش شاخص توسعه انسانی^۲ سال ۲۰۱۱، سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن در جهان، ۴/۶ متریک تن^۳ و میزان رشد انتشار این گاز طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۷، ۳۶ درصد است. این در حالی است که، آمار مربوط به ایران وضعیت نگران‌کننده‌تری را نشان می‌دهد. آمار نشان دهنده سرانه

^۱- Greenhouse Gas

^۲- Human Development Index

^۳- Metric Tones

انتشار بالا و همچنین رشد فزاینده انتشار این گاز می‌باشد. سرانه انتشار دی‌اکسید کربن برای ایران ۷ متریک تن است و رشد انتشار CO_2 در ایران با مقدار $۱۱۸/۳$ بیش از دو برابر رشد داشته است (گزارش بانک جهانی، ۲۰۱۱). این موضوع نشان‌دهنده سطح نامطلوب میزان انتشار و شرایط نامناسب محیط‌زیست به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل رسیدن به توسعه پایدار است.

در سال‌های اخیر مطالعات و بررسی‌های پژوهشی اقتصاددانان در رابطه با مسئله آلودگی هوا و اقتصاد و همچنین آثار متقابلی که این دو مقوله به‌طور مستقیم و غیر مستقیم می‌توانند بر هم بگذارند، گواه اهمیت این مطلب است.

فطرس و معبودی (۱۳۹۰) به بررسی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران پرداختند. در مطالعه ایشان، وجود و جهت علیت گرنجری بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن بررسی شد. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که رابطه علیت دو طرفه‌ای بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی‌اکسید کربن وجود دارد. همچنین، رابطه‌ای علی از مصرف انرژی به نشر دی‌اکسید کربن یافت می‌شود.

بهبودی و همکاران (۱۳۹۰)، با استفاده از روش علیت گرنجری، به بررسی وجود یا فقدان رابطه علی بین دی‌اکسید کربن، ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف انرژی در ایران پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که مصرف انرژی با انتشار دی‌اکسید کربن و ارزش افزوده بخش صنعت رابطه علی دارد، به‌طوری‌که افزایش مصرف انرژی، در سال‌های مورد بررسی سبب افزایش انتشار دی‌اکسید کربن شده‌است. بعلاوه، افزایش مصرف انرژی سبب افزایش ارزش افزوده بخش صنعت و اشتغال نیز شده‌است.

درگاهی و بهرامی غلامی (۱۳۹۰)، عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای منتخب صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) را بررسی کرده‌اند. نتایج

حاکمی از آن است که اولاً، شکل U وارون منحنی زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای مورد مطالعه از جمله ایران، مورد تردید است. ثانیاً، نسبت ارزش افزوده تولیدات کارخانه‌ای به GDP (شاخصی از توسعه صنعتی)، نسبت تجارت به GDP (شاخصی از اندازه تجاری و باز بودن اقتصاد)، و شدت انرژی (شاخصی از کارایی مصرف انرژی) از عوامل کلان انتشار بوده‌اند.

محمد باقری (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش ARDL به بررسی رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که انتشار دی‌اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی بی‌کشش است، اما مقدار آن در بلند مدت بیشتر از کوتاه مدت است. هم‌چنین، براساس نتایج به دست آمده، کشش دی‌اکسید کربن نسبت به مصرف انرژی در کوتاه مدت و بلند مدت مشابه و نزدیک به یک است. علاوه بر این، شکل U وارون منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط ایران مورد تأیید نیست.

مطالعات داخلی دیگری در این زمینه انجام شده است که بیشتر آن‌ها به بررسی رابطه بین مصرف انرژی با تولید ناخالص ملی پرداخته‌اند. از مهم‌ترین مطالعات انجام شده در این زمینه، می‌توان به مطالعات لطفعلی پور و آشنا (۱۳۸۹)، حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶)، آرمن و زارع (۱۳۸۸)، آماده و همکاران (۱۳۸۸)، اشاره کرد. در این مطالعات رابطه علی بین مصرف انرژی و یا انواع حامل‌های انرژی با تولید ناخالص داخلی یا رشد اقتصادی به کمک روش‌های مختلف (مانند هشیائو، تودا-یاماتو و علیت گرنجری)، بررسی شده است. در اکثر این مطالعات رابطه یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار گرفته است. لیکن در خصوص پیش‌بینی انتشار آلاینده‌ها مطالعات بسیار محدودی در ایران صورت گرفته است. ملامحمدی راوری و همکاران

(۱۳۹۱)، به پیش‌بینی انتشار گاز دی‌اکسید کربن در جهان طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۲۵، با استفاده از مدل ARIMA پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که با ادامه یافتن روند کنونی استفاده از سوخت‌های فسیلی، میزان انتشار گاز CO₂ به‌طور متوسط سالانه ۱/۷۵٪ افزایش خواهد یافت و در سال ۲۰۲۵ به ۳۸۲۶۳/۱۹ میلیون تن خواهد رسید. همچنین، در خصوص به‌کارگیری مدل خاکستری کاظمی و همکاران (۱۳۸۹)، با استفاده از مدل زنجیره مارکوف خاکستری به پیش‌بینی تقاضای انرژی بخش حمل و نقل در ایران پرداخته‌اند. سپس، نتایج حاصل از پیش‌بینی با مدل مذکور با نتایج حاصل از پیش‌بینی با مدل خاکستری و مدل رگرسیون مقایسه شده است. این مقایسه نشان می‌دهد مدل پیش‌بینی زنجیره مارکوف خاکستری دارای دقت بالاتری نسبت به دو مدل دیگر است.

در رابطه با مطالعات خارجی سویتاس و ساری^۱ (۲۰۰۹)، رابطه علی بین سه متغیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار کربن را برای ترکیه مورد بررسی و تحلیل قرار دادند. آنان از متغیرهای نیروی انسانی، سرمایه، رشد اقتصادی و انتشار کربن برای بررسی چگونگی ارتباط بین رشد اقتصادی و انتشار کربن استفاده کردند. نتایج حاکی از وجود رابطه یک طرفه از انتشار کربن به مصرف انرژی در ترکیه است. ولی چنین رابطه‌ای بین انتشار کربن و درآمد ملی وجود نداشت؛ بر این اساس، کاهش انتشار کربن موجب کاهش رشد اقتصادی در ترکیه نمی‌شود. محققین دیگری چون هالیسی اوغلو^۲ (۲۰۰۸)، ایواتا و همکاران^۳ (۲۰۰۹)، عبدالجلیل و سید محمود (۲۰۱۰) به بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس با استفاده از مدل ARDL، پرداخته‌اند.

^۱ - Soyatas and Sari.

^۲ - Halicioğlu.

^۳ - Iwata et al.

در خصوص پیش‌بینی انتشار CO_2 مطالعات متعددی در خارج از کشور صورت گرفته است. یکی از روش‌های نسبتاً نوین و کاربردی در این زمینه استفاده از سیستم خاکستری است که افرادی هم‌چون واو^۱ (۲۰۱۲)، لی و وانگ^۲ (۲۰۱۱)، کایاکان و همکاران^۳ (۲۰۱۰)، هوانگ و جین^۴ (۲۰۰۹)، هسو و چن^۵ (۲۰۰۳)، کانگ^۶ (۲۰۰۵)، جیانگ^۷ (۲۰۰۴) با استفاده از این روش به بررسی پیش‌بینی متغیرهای مورد نظر پرداخته‌اند. از دیگر مطالعات صورت گرفته در این زمینه مطالعه پائو و تسای^۸ (۲۰۱۱) است که به مدل‌سازی و پیش‌بینی انتشار گاز CO_2 ، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در برزیل پرداخته و جهت پیش‌بینی از مدل‌های GM و ARIMA استفاده کردند. نتایج نشان‌دهنده دقت بهتر پیش‌بینی مدل GM نسبت به ARIMA است.

بنابراین، مطالعه تجربی در خصوص رابطه بین انتشار گاز CO_2 (به عنوان یکی از مهمترین گازهای آلاینده) و تولید ناخالص داخلی به عنوان معیاری از رشد اقتصادی به همراه متغیرهای مؤثر دیگر و همچنین پیش‌بینی در خصوص انتشار گاز CO_2 ، در جهت برنامه‌ریزی صحیح برای نیل به اهداف اقتصادی و سیاست‌گذاری در جهت رشد مستمر و توسعه پایدار از ضرورت‌های موجود است. هدف این تحقیق، بررسی رابطه بلند مدت بین رشد اقتصادی و انتشار گاز CO_2 و دیگر متغیرهای به کار گرفته شده و همچنین پیش‌بینی انتشار گاز CO_2 با استفاده از مدل خاکستری است. روش خاکستری در مطالعات محیط زیست داخلی انجام نشده است.

¹ - Wu

² - Li and Wang

³ - Kayacan et al

⁴ - Huang and Jane

⁵ - Hsu and Chen

⁶ - Kung

⁷ - Jiang

⁸ - Pao and Tsai

پس از مقدمه بالا، دربخش اول، مبانی نظری تحقیق بیان می‌شود. بخش دوم، به معرفی متغیرها و مدل مورد استفاده و بخش سوم، به برآورد الگو می‌پردازند. بخش پایانی، نتایج و پیشنهادها را ارائه می‌کند.

مبانی نظری

دی‌اکسید کربن و اکسیدهای سولفور دو نوع مهم از آلاینده‌ها هستند که در ادبیات بیشتر استفاده می‌شوند.

دی‌اکسید کربن نقش مهمی در بحث‌های مربوط به محیط زیست و توسعه پایدار دارد و به عنوان عامل اصلی گرمایش جهانی تشخیص داده شده است. این دو گاز مستقیماً به استفاده از انرژی، که عامل اساسی در اقتصاد جهانی برای تولید و مصرف می‌باشد، مرتبط هستند. بنابراین رشد اقتصادی و انتشار این گازها کاربردهای مهمی برای سیاست‌های اقتصادی و زیست محیطی دارند.

اولین تحول در نگرش‌های مربوط به محیط زیست در اوایل دهه هفتاد میلادی رخ داد که در مورد کیفیت محیط زیست در برابر رشد اقتصادی بحث می‌کرد. در این دوره بسیاری از محققان عقیده داشتند رشد اقتصادی و حفظ کیفیت محیط زیست در تضاد با یکدیگر قرار دارند. مشهورترین اثر طرفداران این نظریه «محدودیت‌های رشد»^۱ نام داشت که رشد اقتصادی را تهدیدی برای محیط زیست می‌دانستند. در اوایل دهه نود میلادی تحولی در نگرش‌های پیشین رخ داد. در این دوره بحث این بود که چگونه می‌توان بدون ایجاد خطر برای محیط زیست به رشد اقتصادی دست یافت. در این راستا نظریه خوش-بینانه اکولوژیکی وجود داشت که طبق آن سریع‌ترین مسیر بهبود کیفیت محیط زیست را

¹ - Limits to Growth

رشد اقتصادی می‌دانستند. بنابراین وجود همبستگی میان درآمد و پذیرش معیارهای حمایت محیط زیست در بلند مدت، باعث شد که افراد با درآمدهای بالاتر تقاضا برای کالاها و خدماتی که مواد خام کم‌تری را به کار می‌برند، افزایش دهند و هم‌زمان افزایش تقاضای معیارهای حمایت از محیط زیست صورت گیرد (گالوتی^۱، ۲۰۰۷: ۴۲۷). در مقابله با محدودیت‌های رشد، شافیک و بندوپدیا (۱۹۹۲) بیان کردند که تخریب محیط زیست در اثر فعالیت‌های اقتصادی بیشتر، بر پایه فرض ثبات فن‌آوری، سلیقه‌ها و سرمایه‌گذاری زیست محیطی است. اما با افزایش درآمد، تقاضای بهبود کیفیت محیط زیست افزایش خواهد یافت و منابع بیش‌تری برای سرمایه‌گذاری وجود خواهد داشت. این استدلال شواهدی را تعیین کرد که روند رشد و آثار زیست محیطی می‌توانند از یکدیگر جدا شود. این دیدگاه، رشد سریع اقتصادی را همراه با سیاست زیست محیطی فعال در نظر می‌گیرد (آشنا، ۱۳۸۹: ۲۴).

- منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)

در سال‌های گذشته مطالعات متعددی ارتباط U شکل معکوس، بین رشد درآمد سرانه و تخریب محیط زیست را بیان کردند. این ارتباط آماری متأثر از کارهای سایمن کوزنتس^۲ در شکل ارتباطی بین درآمد و نابرابری، به نام منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) معروف شده است. این منحنی بیان می‌کند که در مراحل آغازین رشد، تخریب محیط زیست افزایش می‌یابد اما با رسیدن به یک حد آستانه شروع به کاهش یافتن می‌کند. در واقع، پس از این که درآمد سرانه از یک حدی گذشت (با رشد اقتصادی) تخریب محیط زیست کم‌تر می‌شود (نفر و دین‌محمدی، ۱۳۸۳: ۳۶۹). تحلیل تجربی فرضیه EKC را

^۱ - Galeotti

^۲ - Simon Kuznets

می‌توان به صورت مدل نظری ساده‌ای که توسط آندرونی و لوینسون^۱ (۲۰۰۱) مطرح شده، شرح داد. بسیاری از اقتصاددانان قبل از آندرونی و لوینسون، سعی در تحلیل این فرضیه از طریق اقتصاد خرد داشتند. دیدگاه مشترک تمامی آن‌ها در ارتباط با مفهوم این منحنی و استدلال تمامی آن‌ها بر پایه مسئله حداکثرسازی مطلوبیت یک مصرف‌کننده بوده است. ایشان بیان کردند که تابع مطلوبیت مصرف‌کننده از دو جزء تشکیل می‌شود، این دو جزء شامل مطلوبیتی که از مصرف کالای استاندارد حاصل می‌شود و عدم مطلوبیتی که به موجب آلودگی حاصل از مصرف پدید می‌آید. به طوری که:

$$U=U(C, P) \quad (1)$$

$$U_c > 0, U_p < 0$$

که در آن (C) مصرف کالای خصوصی، (P) آلودگی و (U) تابع مطلوبیت شبه مقعر برای مصرف کالای خصوصی و آلودگی است. در این رابطه مصرف کالا از یک سو موجب افزایش مطلوبیت مصرف‌کننده و از سوی دیگر به دلیل ایجاد آلودگی سبب کاهش آن می‌شود. در نهایت با استفاده از حداکثرسازی و قاعده لاگرانژ رابطه زیر بدست می‌آید.

$$P^*(M) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} M \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right)^\beta M^{\alpha + \beta} \quad (2)$$

رابطه (۲)، رابطه بین درآمد و آلودگی را نشان می‌دهد. بر اساس این معادله شکل تابع آلودگی و چگونگی ارتباط بین درآمد و آلودگی به شیب معادله و مقدار پارامترهای α و β بستگی دارد.

¹- Andreoni and Levinson

$$\frac{\delta P^*}{\delta M} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} - (\alpha + \beta) \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta}\right)^\alpha \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta}\right)^\beta M^{\alpha + \beta - 1} \quad (۳)$$

بر طبق رابطه (۳)، اگر فعالیت‌های انجام شده برای کاهش آلودگی بازدهی ثابت به

مقیاس داشته باشد، $\alpha + \beta = 1$ و شیب منحنی $\left(\frac{\delta P^*}{\delta M}\right)$ ثابت و منحنی آلودگی به صورت

یک خط با شیب مثبت است. از آنجا که $\alpha \geq 0$ و $\beta \geq 0$ ، بنابراین P^* هم‌زمان با افزایش

M افزایش می‌یابد (نمودار ۱، الف). اگر تلاش‌ها و فعالیت‌ها برای کاهش آلودگی،

بازدهی نزولی نسبت به مقیاس داشته باشد، $\alpha + \beta < 1$ و منحنی نسبت به مبدأ محدب

است (نمودار ۱، ب) و در نهایت اگر فعالیت‌های کاهش آلودگی، بازدهی صعودی نسبت

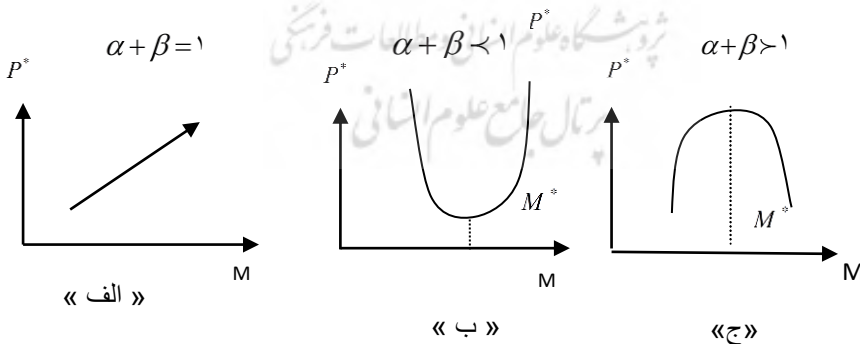
به مقیاس داشته باشد، منحنی نسبت به مبدأ مقعر است (نمودار ۱، ج). در این صورت تا

سطح درآمدی مشخص افزایش درآمد به آلودگی بیش‌تر منجر می‌شود و پس از آن سبب

کاهش آلودگی می‌شود. این همان فرضیه زیست محیطی کوزنتس است (محمدباقری،

۱۳۸۹:۱۱۱).

نمودار ۱- نمودار آلودگی



تصریح مدل

در تشکیل مدل تحقیق از ۴ متغیر انتشار گاز دی اکسید کربن (LCO)، تولید ناخالص داخلی برحسب دلار و سال پایه ۲۰۰۰ (LGDP)، شدت انرژی (LEI) که از تقسیم مصرف انرژی^۱ به تولید ناخالص داخلی حاصل می شود و آزادی تجاری (LOT) که از تقسیم مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی بدست می آید، برای دوره زمانی ۱۹۶۵-۲۰۰۹ استفاده است. تمامی متغیرهای به کار رفته بر حسب لگاریتم طبیعی می باشند. همچنین برای جمع آوری داده ها، از اطلاعات مربوط به بانک جهانی^۲ و پایگاه شرکت نفتی بریتانیا (BP)^۳ استفاده شده است.

برای بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی می توان از الگوی خود بازگشت با وقفه های توزیعی (ARDL) استفاده کرد. این الگو، پویایی های کوتاه مدت را در خود داشته و منجر به برآورد ضرایب الگو با دقت بیشتری می شود.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \quad (4)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه ی زیر در نظر گیرد:

$$\left[\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \right] \quad (5)$$

الگوی فوق شامل روابط زیر است:

¹- Energy Use

²- World Bank

³- British Petroleum

$$\phi(L, P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (6)$$

$$(L, q_i) = b_i + b_{i1} L + \dots + b_{iq} L^q \quad i = 1, 2, \dots, K$$

در این روابط:

(L) عملگر وقفه، (w) برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت، (k) تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، (p) تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و (q) تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشند. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای X از رابطه زیر به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{\phi}(1, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

لازمه‌ی آن که الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع $\hat{\phi}_i$ ها ($i=1, \dots, p$) کمتر از یک باشد. اگر $(\sum \hat{\phi}_i - 1)$ به مجموع انحراف معیار این ضرایب تقسیم گردد، یک آماره آزمون از نوع t نتیجه خواهد شد که می‌توان کمیت آن را با کمیت‌های بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو^۱ و مستر^۲ (۱۹۹۲) برای انجام آزمون مورد نظر مقایسه کرد. اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر ارائه شده بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

همچنین برای محاسبه سرعت تعدیل می‌توان از \hat{u}_{t-1} که خطای بلندمدت برآورد شده برای دوره t-1 است، استفاده کرد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که در هر دوره

^۱- Dolado

^۲- Mestre

چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می شود (تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۴۷).

سیستم خاکستری

نظریه خاکستری اولین بار توسط پروفیسور جو لانگک دنگ^۱ در سال ۱۹۸۲ معرفی شد. در این نظریه، یک سیستم اطلاعاتی می تواند به سه بخش طبقه بندی شود. سیستم سفید، خاکستری و سیاه. اگر اطلاعات سیستم کاملاً ناشناخته باشد، به آن سیاه می گویند. از سوی دیگر، اگر یک سیستم به طور کامل شناخته شده باشد، آن را سفید می نامند و یک سیستم بین سفید و سیاه، سیستم خاکستری است. به عنوان یک مزیت نسبت به مدل های تجربی آماری، سیستم های خاکستری تنها نیازمند تعداد محدودی از داده ها برای تخمین رفتار یک سیستم ناشناخته هستند (کایاکان و همکاران، ۲۰۱۰).

الگوی GM(1,1): نوعی از مدل خاکستری است که در بیشتر ادبیات به کار می رود و الگوی "خاکستری درجه اول با یک متغیر" نام دارد. این الگو داده های جدید را که برای پیش بینی در دسترس هستند را تجدید می کند. معادله دیفرانسیل (مانند GM(1,1))، با به کار بردن Π مرحله، مقدار پیش بینی سیستم را حل می کند. در نهایت، با استفاده از مقدار پیش بینی شده و عملگر معکوس جمع^۲ (IAGO) جهت یافتن مقدار پیش بینی داده های اصلی به کار برده می شود و مقدار پیش بینی شده داده های اولیه در زمان $(k+H)$ به صورت معادله زیر حاصل می گردد.

$$x_p^{(0)}(k+H) = \left[x^{(0)}(1) - \frac{b}{a} \right] e^{-a(k+H-1)} (1 - e^a) \quad (9)$$

^۱- Ju Long Deng

^۲- Inverse Accumulating Generation Operator

که در آن (k) تعداد داده‌های جمع شده، (H) تعداد سال پیش‌بینی، $(x_p^{(0)})$ متغیر پیش‌بینی شده، b و a ضرایب معادله سفید شده^۱ می‌باشد (لی، ۲۰۱۱).

براین اساس، برای آزمون متغیرها، ابتدا با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته پایایی متغیرهای الگو بررسی شده‌است. سپس بوسیله الگوی خود توضیح باوقفه‌های توزیعی (ARDL)، برآورد الگوی پویای بلندمدت و نیز الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد شده‌است. پس از بیان رابطه بین متغیرها با استفاده از مدل ارائه شده، با استفاده از الگوی خاکستری (GM) پیش‌بینی انتشار گاز دی‌اکسید کربن برای سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۲۰ صورت گرفته است. برای انجام آزمون و تخمین مدل از نرم افزارهای Microfit 4.0 و Matlab 2010 استفاده شده است.

- برآورد الگو

- بررسی پایایی متغیرها

قبل از برآورد مدل، به منظور حصول اطمینان عدم جمعی متغیرها از مرتبه ۲ برای متغیرها آزمون پایایی برای تمامی متغیرها انجام می‌شود. زیرا هنگام وجود متغیرهای $I(2)$ در مدل آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند (آذربایجانی، ۱۳۸۸). در جدول (۱) و (۲) پایایی متغیرها بر اساس آزمون ADF نشان داده شده است. بر این اساس هیچ‌یک از متغیرها $I(2)$ نیستند و آماره F برای آن‌ها معتبر بوده و می‌توان از روش ARDL برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده کرد. همچنین پس از بررسی روند انتشار دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی، آزمون شکست ساختاری برای این دو متغیر بر اساس آزمون پرون انجام گرفت که در جدول (۳) نشان داده شده است. این شکست

¹- Whiteness Equation

مربوط به سال ۱۹۷۹ میلادی می باشد که مصادف با سال انقلاب در ایران است. برای بررسی شکست ساختاری از رابطه زیر استفاده شده است:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DUM 80 + dD80 + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_{i-1} \Delta y_{t-i} + e_t \quad (10)$$

(D80) یک متغیر مجازی است که برای سال $t=TB+1$ برابر یک و برای بقیه سالها صفر است. همچنین (TB) زمان شکست ساختاری را نشان می دهد. (DU80) یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سالهای $t > TB$ برابر یک و برای بقیه سالها صفر است. (t) یک روند زمانی است.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای الگو در حالت سطح بر اساس آزمون ADF

با عرض از مبدأ و روند**			با عرض از مبدأ و بدون روند*			متغیرها
نتیجه آزمون	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه	نتیجه آزمون	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه	
ناپایا	-۳/۴۲	۱	ناپایا	-۰/۴۷	۰	LCO
ناپایا	-۲/۷۷	۱	ناپایا	-۰/۹۷	۱	LGDP
ناپایا	-۲/۵۷	۱	ناپایا	-۰/۷۰	۱	LGDP2
ناپایا	-۳/۳۳	۱	ناپایا	-۰/۷۵	۰	LEI
پایا	-۴/۰۹	۰	ناپایا	-۱/۶۳	۱	LOT

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۴- است.

** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳/۵۳- است.

منبع: یافته های تحقیق

جدول ۲- بررسی پایایی تفاضل اول متغیرهای الگو بر اساس آزمون ADF

با عرض از مبدأ و روند**			با عرض از مبدأ و بدون روند*			متغیرها
نتیجه آزمون	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه	نتیجه آزمون	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه	
پایا	-۴/۶۴	۰	پایا	-۴/۷۱	۰	DLCO
پایا	-۳/۶۷	۰	پایا	-۳/۷۰	۰	DLGDP
پایا	-۳/۶۱	۰	پایا	-۳/۶۳	۰	DLGD2
پایا	-۵/۵۰	۱	پایا	-۴/۸۲	۱	DLEI
پایا	-۴/۹۴	۰	پایا	-۴/۸۲	۰	DLOT

* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۲/۹۴- است.

** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳/۵۳- است.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول زیر برای آزمون شکست ساختاری برای دو متغیر LCO و LGDP داریم:

جدول ۳- نتایج آزمون شکست ساختاری عرض از مبدأ پرون

متغیر مورد نظر	آماره t محاسباتی	آماره t محاسباتی	آماره t محاسباتی	آماره t محاسباتی	مقدار بحرانی در نظر $\lambda = 0.3$ و سطح اطمینان ۹۵٪
	ρ	α_1	d	β	
LCO	-۳/۸۶	-۱۴/۹۰	-۱۸/۴۸	-۱۹۶/۲	-۳/۷۶
LGDP	-۳/۴۳	-۲۸/۱۰	-۱۸/۲۵	-۳۳۰/۶۷	-۳/۷۶

* نسبت زمان بروز شکست ساختاری (TB) به کل مشاهدات (T).

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا آماره محاسباتی t برای ضریب متغیر با وقفه LCO ($\hat{\rho}$) از قدر مطلق کمیت بحرانی λ در سطح اطمینان ۹۵٪ بیشتر است. بنابراین فرضیه صفر رد می‌شود و این متغیر دارای ریشه واحد نمی‌باشد و در نتیجه روند- پایا است. اما از آنجا که آماره محاسباتی t برای ضریب با وقفه LGDP کوچک‌تر از قدر مطلق کمیت بحرانی λ می‌باشد، در نتیجه فرضیه صفر رد نمی‌شود و این متغیر دارای ریشه واحد می‌باشد.

- برآورد الگوی پویای بلندمدت

قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود همگرایی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. بر این اساس مدل (۱، ۰) ARDL(۰، ۱، ۱) مطابق معیار شوارتز- بیزین برای وقفه یک به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب شده است. همانطور که جدول (۴) نشان می‌دهد، \bar{R}^2 برابر با ۰/۹۹ می‌باشد و این بدین معنی است که ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده شده است. همچنین برای بررسی فرض وجود و یا عدم وجود خود همبستگی از آماره D-W استفاده شده است. چون ضریب این آماره تقریباً ۲ می‌باشد، بنابراین فرض وجود خود همبستگی در مدل رد می‌شود. کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای مدل با عرض از مبدأ برابر با ۴/۰۵- می‌باشد، بر این اساس فرض صفر رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تأیید می‌شود.

جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون همگرایی مدل پویا

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
LCO(-۱)	۰/۴۰۰	۰/۱۲۶	۳/۱۸۶ (۰/۰۰۳)
LGDP	۰/۶۷۲	۰/۲۲۰	۳/۰۴۹ (۰/۰۰۴)
LGDP2	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۱/۴۷۸ (۰/۳۹۴)
LGDP2(-۱)	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲۵	-۳/۱۶۲ (۰/۰۰۳)
LEI	۰/۹۲۹	۰/۰۳۷	۲۴/۹۵۳ (۰/۰۰۰)
LEI(-۱)	-۰/۳۹۵	۰/۱۱۷	-۳/۳۷۶ (۰/۰۰۲)
LOT	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۹	-۲/۴۶۳ (۰/۰۱۹)
INPT ^۱	-۱۲/۵۹۶	۲/۹۲۷	-۴/۳۰۴ (۰/۰۰۰)
DUM80	۰/۰۱۹	۰/۰۰۸	۲/۲۵۱ (۰/۰۳۱)
$R^2 = ۰/۹۹۹۷۴$		$\bar{R}^2 = ۰/۹۹۹۶۷$	
$D-W = ۲/۰۵۵$			

منبع: یافته‌های تحقیق

۱- عرض از مبدأ

- برآورد الگوی بلندمدت

پس از انجام آزمون و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان مدل بلندمدت را برآورد کرد. نتایج بدست آمده از جدول (۵) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها به جز مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. مثبت بودن ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی (۱/۱۲) نشان از افزایش سطح آلودگی منتشر شده به ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی دارد. به عبارت دیگر، در ایران، میزان افزایش در دی‌اکسید کربن منتشره به ازای هر واحد افزایش در درآمد، روند صعودی داشته که خود حاکی از این است که میزان انتشار گاز گلخانه‌ای دی‌اکسید کربن به ازای هر واحد درآمد تولید شده، افزایش یافته است. این ضریب، تلویحاً این واقعیت را بیان می‌کند که تجربه رشد اقتصادی در ایران حکایت از آن دارد که اصولاً رشد اقتصادی (افزایش تولید ناخالص داخلی) با ایجاد و تشدید آلودگی همراه بوده است.

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد بلند مدت مدل

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
<i>LGDP</i>	۱/۱۲۰	۰/۴۳۱	۲/۶۰۰ (۰/۰۱۴)
<i>LGDP2</i>	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	-۰/۳۳۵ (۰/۷۴۰)
<i>LEI</i>	۰/۸۹۰	۰/۰۲۸	۳۲/۱۹۳ (۰/۰۰۰)
<i>LOT</i>	-۰/۰۳۷	۰/۰۱۷	-۲/۲۲۴ (۰/۰۳۳)
<i>INPT</i>	-۲۱/۰۰۲	۵/۴۳۱	-۳/۸۶۷ (۰/۰۰۰)
<i>DUM80</i>	۰/۰۳۱	۰/۰۱۱	-۲/۶۹۳ (۰/۰۱۱)

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین ضریب بدست آمده برای متغیر مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی، منفی (۰/۰۰۳-) بدست آمده است، اما این ضریب در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنی دار نیست. از این رو نمی‌توان رابطه U شکل برعکس منحنی زیست محیطی کوزنتس را برای مدل قبول کرد. ضریب متغیر شدت انرژی (لگاریتم مصرف انرژی تقسیم بر تولید ناخالص

داخلی) که با LOT نشان داده شده است، با رقم (۰/۸۹) مثبت می‌باشد. این بدان معنی است که هر چه میزان شدت انرژی افزایش یابد، منجر به افزایش انتشار دی‌اکسید کربن می‌شود. به عبارت دیگر، می‌توان گفت که هر چه میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی افزایش یابد، بالا رفتن سطح آلودگی را در بر دارد. همچنین از آن-جا که این ضریب کشش بلندمدت را بیان می‌کند، بنابراین به ازای هر واحد افزایش در میزان شدت انرژی، کم‌تر از همان مقدار و به اندازه (۰/۸۹) منجر به افزایش شاخص گاز گلخانه‌ای می‌شود.

ضریب متغیر درجه باز بودن اقتصاد (لگاریتم سهم مجموع صادرات و واردات از تولید ناخالص داخلی) منفی است. این موضوع بیان می‌کند که چنانچه درجه باز بودن اقتصاد ۱۰ درصد رشد یابد به فرض ثابت بودن سایر شرایط، سبب خواهد شد میزان انتشار دی-اکسید کربن به میزان ۰/۴ درصد کاهش یابد. این ضریب بدین معنی است که اصولاً، افزایش مراودات تجاری با کاهش آلودگی زیست محیطی همراه بوده است. این ضریب می‌تواند احتمال برقراری سیاست‌های حفاظت از واردات و حرکت کشور در مسیر واردات کالای کثیف^۱ و صادرات کالاهای تمیز را خاطر نشان نماید. همچنین این متغیر می‌تواند تلویحاً تأثیر مثبت پدیده جهانی شدن را بر کاهش سطح آلودگی در کشور را بیان کند.

- برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

جدول (۶) نشان می‌دهد، همانند ضرایب الگوی بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت نیز از علائم مورد انتظار برخوردار هستند. همچنین همه ضرایب به جز $dLGDP2$ به لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. این متغیرها علامتی مانند رابطه بلندمدت با

^۱ - منظور از کالای کثیف کالایی است که فرایند تولید آن با انتشار آلودگی همراه است.

انتشار دی‌اکسید کربن دارند. به عبارت دیگر، دو متغیر تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی رابطه مثبت و متغیر آزادی تجارت (درجه باز بودن اقتصاد) رابطه منفی با انتشار این گاز دارند.

$$ecm = LCO - 1/1204 * LGDP + 0/028622 * LGDP2 - 0/19026 * LEI + 0/036914 * LOT + 21/0019 * INPT - 0/030833 * DUM80 \quad (11)$$

اما چیزی که در مدل تصحیح خطا اهمیت زیادی دارد، ضریب $(-1)ecm$ است. این ضریب در مدل بالا معادل $0/6-$ است که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار می‌باشد و نشان دهنده سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است.

جدول ۲- ضرایب مربوط به مدل ECM

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار	آماره t
$dLGDP$	۰/۶۷۲	۰/۲۲۰	۳/۰۴۹ (۰/۰۰۴)
$dLGDP2$	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۱/۴۷۸ (۰/۱۴۸)
$dLEI$	۰/۹۲۹	۰/۰۳۷	۲۴/۹۵۳ (۰/۰۰۰)
$dLOT$	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۹	-۲/۴۶۳ (۰/۰۱۹)
$dINPT$	-۱۲/۵۹۶	۲/۹۲۷	-۴/۳۰۴ (۰/۰۰۰)
$dDUM80$	۰/۰۱۸	۰/۰۰۸	۲/۲۵۱ (۰/۰۳۱)
$ecm(-1)$	-۰/۵۹۹	۰/۱۲۶	-۴/۷۷۴ (۰/۰۰۰)
$R^2 = 0/97655$		$\bar{R}^2 = 0/97086$	$D-W = 2/0550$

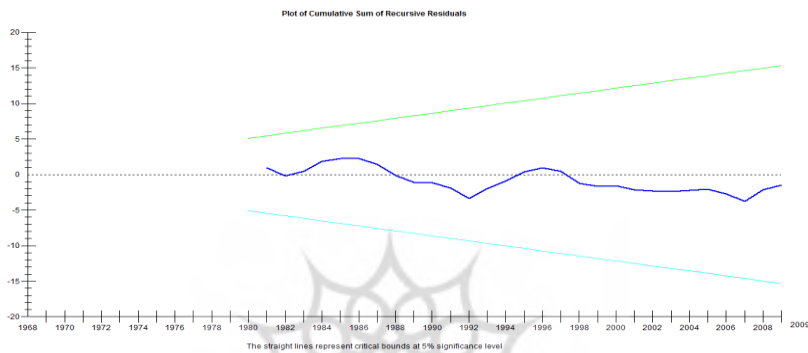
منبع: محاسبات تحقیق

ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. این مقدار نشان می‌دهد، در هر دوره متغیرهای مدل به مقدار $0/6$ واحد به سمت تعادل بلندمدت همگرا می‌شود.

-آزمون ثبات ساختاری

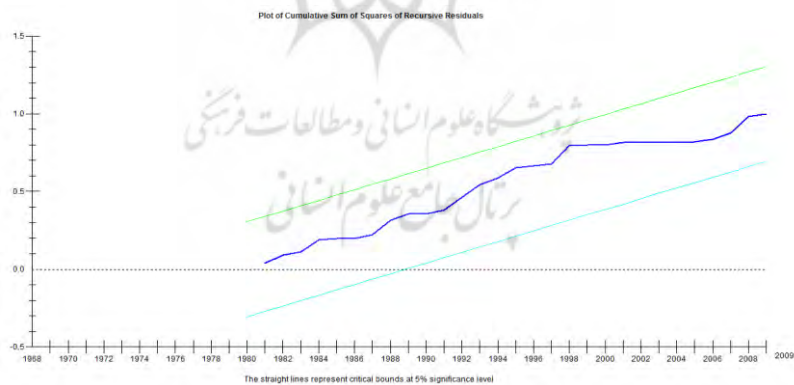
برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM) و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMSQ) ارائه شده توسط براون و دیگران^۱ (۱۹۷۵)، استفاده شده است.

نمودار ۲- آزمون CUSUM مربوط به ثبات ساختاری مدل



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳- آزمون CUSUMSQ مربوط به ثبات ساختاری مدل



منبع: یافته‌های تحقیق

^۱- Brown et al.

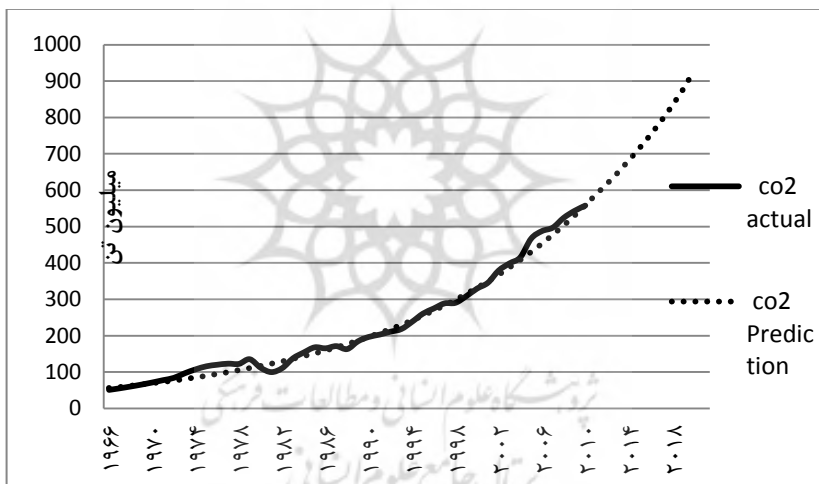
همانطور که مشاهده می‌شود هر دو نمودار در بین دو خطی می‌باشند که ناحیه بحرانی را در سطح خطای ۵ درصد تعیین کرده‌اند، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که مدل از ثبات ساختاری برخوردار است.

- پیش‌بینی انتشار گاز دی‌اکسید کربن

با استفاده از الگوریتم مدل خاکستری، پیش‌بینی انتشار گاز دی‌اکسید کربن ایران با روش (۱و) GM، برای سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۱۰ انجام شد. نتایج حاصل از پیش‌بینی با مقدار واقعی در نمودار (۴) آورده شده است.

نمودار ۴- روند مقدار واقعی و پیش‌بینی انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران برای

سال‌های ۱۹۶۶-۲۰۲۰.



منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نمودار (۴) مشاهده می‌شود، روند افزایشی برای انتشار دی‌اکسید کربن پیش‌بینی شده است، به طوری که میزان انتشار آن برای سال ۲۰۲۰ به میزان ۹۲۵/۷ میلیون تن خواهد رسید. به عبارت دیگر، این میزان رشد ۶۶ درصدی نسبت به سال ۲۰۱۰ را نشان می‌دهد.

- نتایج و پیشنهادات

بر اساس نتایج، مدل $ARDL(1,0,1,1,0)$ مطابق معیار شوارتز- بیزین برای وقفه یک به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب شد. همچنین نتایج برآورد مدل بلندمدت نشان داد، تمامی متغیرها به جز مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنی دار بودند. مثبت بودن ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی ($1/1204$) نشان از افزایش سطح آلودگی منتشر شده به ازای هر واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی دارد. ضریب بدست آمده برای متغیر مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی، منفی ($-0/003$) بدست آمد. از آنجایی که این ضریب در فاصله اطمینان ۹۵ درصد معنی دار نیست لذا نمی توان رابطه U شکل برعکس منحنی زیست محیطی کوزنتس را برای مدل قبول کرد. از سوی دیگر، مثبت بودن ضریب متغیر شدت انرژی با رقم ($0/89$) نشان دهنده این مطلب است که هر چه میزان شدت انرژی افزایش یابد، منجر به افزایش انتشار دی اکسید کربن می شود. کشش بلند مدت، برای متغیر درجه باز بودن اقتصاد نشان می دهد که ۱۰ درصد رشد در این متغیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سبب خواهد شد میزان انتشار دی اکسید کربن به میزان ۰/۴ درصد کاهش یابد.

همچنین ضریب $(-1)ecm$ ، معادل $0/6-$ برآورد شد که از نظر آماری کاملاً معنی دار می باشد. این مقدار نشان می دهد، در هر دوره به مقدار $0/6$ واحد متغیرهای مدل به سمت تعادل بلندمدت همگرا می شود.

پیش بینی انتشار گاز دی اکسید کربن با استفاده از روش $GM(1,0)$ نشان می دهد میزان انتشار گاز دی اکسید کربن در سال ۲۰۲۰ به میزان $925/7$ میلیون تن خواهد رسید. به عبارت دیگر این میزان رشد ۶۶ درصدی نسبت به سال ۲۰۱۰ را بیان می کند.

در طول زمان طرح‌های مختلفی برای کاهش آلودگی هوا در ایران به خصوص در کلان شهرها اجرا شده است. وجود ساختار نهادی قوی جهت سیاست‌ها و برنامه‌های متعدد، اجرای موفق این طرح‌ها را به دنبال خواهد داشت. بنابراین تلاش برای افزایش مشارکت شهروندان، افراد ذی نفع، سیاست‌گذاران، جامعه دانشگاهی، صاحبان صنایع و نمایندگان سازمان‌های مردم نهاد جهت افزایش همکاری و هم‌فکری از طریق برگزاری کارگاه‌های تخصصی و همایش (برای آموزش و مشارکت) ضروری است. این امر جهت آگاهی جمعیت و مشارکت فعال افراد، برای پذیرش سیاست‌های کنترل آلودگی لازم و ضروری است. همچنین با توجه به این که رشد اقتصادی باعث ایجاد آلودگی می‌شود و از طرفی کاهش رشد منطقی نمی‌باشد، بنابراین سیاست‌های کاهش آلاینده‌ها باید ضمن تشویق رشد و توسعه اقتصادی، هزینه‌های اولیه و کارایی سرمایه‌گذاری را در نظر بگیرد. بر این اساس باید مقیاس دقیق آلاینده‌های ایجاد شده توسط بخش‌ها و صنایع مختلف تعیین شود تا بتوان به نتیجه‌گیری صحیح در این زمینه دست یافت.

منابع

۱. آذربایجانی، ک. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی - تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره دوم، ۱-۱۷.
۲. آرمن، ع و زارع، ر. (۱۳۸۸). بررسی مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو، مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۱، ۶۷-۹۲.
۳. آماده، ح، قاضی، م و عباسی‌فر، ز. (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۸۶، ۱-۳۸.
۴. بهبودی، د، کیانی، س و ابراهیمی، س. (۱۳۹۰). رابطه علی انتشار دی‌اکسید کربن، ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف انرژی در ایران، اقتصاد محیط زیست و انرژی، ۱، ۳۳-۵۳.
۵. تشکینی، الف. (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول.
۶. حسنی صدرآبادی، م، عمادالاسلام، ه و کاشمیری، ع. (۱۳۸۶). بررسی رابطه علی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های (۱۳۸۴-۱۳۵۰)، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، ۵۸، ۲۴-۳۱.
۷. درگاهی، ح و بهرامی غلامی، م. (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در اقتصادهای منتخب کشورهای صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) و توصیه‌های سیاستی برای ایران: رویکرد داده‌های پانل، اقتصاد محیط زیست و انرژی، ۱، ۷۳-۹۹.

۸. فطرس، م.ح. و معبودی، ر. (۱۳۹۰). رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران. اقتصاد محیط زیست و انرژی، ۱، ۱۸۹-۲۱۱.
۹. کاظمی، ع، مدرس یزدی، م، مهرگان، م و فروغی اصل، الف. (۱۳۸۹). پیش‌بینی تقاضای انرژی بخش حمل و نقل با استفاده از مدل زنجیره مارکوف خاکستری، کنفرانس مدیریت و بهینه سازی انرژی، ایران.
۱۰. لطفعلی پور، م.ر. و آشنا، م. (۱۳۸۹). بررسی عوامل مؤثر بر تغییر انتشار دی‌اکسید کربن در اقتصاد ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۴، ۱۲۱-۱۴۵.
۱۱. محمدباقری، الف. (۱۳۸۹). بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۷، ۱۰۱-۱۲۹.
۱۲. ملامحمدی راوری، م، امیرتیموری، س، شمشادی، ک و امیرتیموری، سپیده. (۱۳۹۱). پیش‌بینی میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن در جهان طی سال‌های ۲۰۲۵-۲۰۱۰، ارائه شده در هشتمین همایش دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران، ۸۰.
۱۳. نفر، م و دین محمدی، م. (۱۳۸۳). منحنی زیست محیطی کوزنتس، مروری بر ادبیات، نتایج و دلالت‌های آن، مجموعه مقالات اولین سمینار تخصصی اقتصاد و منابع طبیعی، ۳۶۸-۸۱.
14. Economics, Development data group of the development. (2011). The Little Green Data Book 2011 (pp. 107). Washington, DC. 20433 U.S.A.
15. Galeotti, M., Lanza, A. and Pauli, F. (2006). Reassessing the environmental Kuznets curve for co2 emissions: A robustness exercise. *Ecological Economics*, 57, 152-163.
16. Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy*

- Policy*, 37(3), 1156-1164.
17. Hsu, L.C. (2003). Applying the grey prediction model to the global integrated circuit industry. *Technological Forecasting and Social Change*, 70(6), 563-574.
 18. Huang, K.Y., & Jane, C.J. (2009). A hybrid model for stock market forecasting and portfolio selection based on ARX, grey system and RS theories. *Expert Systems with Applications*, 36(3), 5387-5392.
 19. Iwata, H., Okada, K., & Samreth, S. (2010). Empirical study on the environmental Kuznets curve CO2 in France: The role of nuclear energy. *Energy Policy*, 38(8), 4057-4063.
 20. Jiang, Y., Yao, Y., Deng, S., & Ma, Z. (2004). Applying grey forecasting to predicting the operating energy performance of air cooled water chillers. *International Journal of Refrigeration*, 27(4), 385-392.
 21. Kayacan, E., Ulutas, B., & Kaynak, O. (2010). Grey system theory-based models in time series prediction. *Expert Systems with Applications*, 37(2), 1784-1789.
 22. Kung, C.Y. (2005). Scheduling the criteria for outsourcing performance by grey decision-making method—a case study of electronic industry in Taiwan. *Journal of Applied Sciences*, 5(6), 1022-1026.
 23. Li, G., & Wang, T. (2011). A new model for information fusion based on grey theory. *Inform. Technol. J*, 10, 189-194.
 24. Pao, H.T., & Tsai, C.M. (2011). Modeling and forecasting the CO2 emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil. *Energy*.
 25. Soytaş, U., & Sari, R. (2009). Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: challenges faced by an EU candidate member. *Ecological Economics*, 68(6), 1667-1675.
 26. Wu, Z.Y. (2012). Stock Index Prediction Based on Grey Theory, ARIMA Model and Wavelet Methods. Concordia University.

پیوست (کدهای طراحی شده برای (۱ و ۱) GM با استفاده از نرم افزار Matlab:

```
function [X_1,X_2] = grey_predict2(X_0,flag)
AGO=X_0;
n=length(AGO);
sum=0;
for i=1:n
sum=sum+AGO(i);
AGO(i)=sum;
end
for i=1:n-1
B(i,1)=-1/2. *(AGO(i)+AGO(i+1));
end
B(:,2)=1;
for i=2:n
Y(i-1)=X_0(i);
end
A=inv(B'*B)*B'*Y';
a=A(1);
b=A(2);
if flag==0
for i=1:n
X_1(i)=X_0(i);
X_2(i)=X_0(i);
end
X_1(n+1)=(X_0(1)-b/a)*exp(-1*a*n)+b/a;
X_2(n+1)=(X_0(1)-b/a)*exp(-1*a*n)*(1-exp(a));
else
for i=1:n
X_1(i+1)=(X_0(1)-b/a)*exp(-1*a*i)+b/a;
X_2(i+1)=(X_0(1)-b/a)*exp(-1*a*i)*(1-exp(a));
end
end
.....
function [Predicts] = grey2(X_0,j)
n=length(X_0);
f=n;
for i=1:j
```

```
[Y X]=grey_predict2(X_0,0);  
if i==1  
    [Z C]=grey_predict2(X_0,1);  
end  
  
for k=1:n  
    X_0(k)=X(k+1);  
end  
Predicts(f+i)=X(n+1);  
clearX;  
end  
for m=1:f  
    Predicts(m)=C(m);  
end
```

