فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره‌ی ۱۵، شماره‌ی ۲، تابستان ۱۳۹۷، صص ۱۱۰- ۸۳

بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم فساد مالی و اداری بر آلودگی هوا در ایران؛ رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

لیلا همتی،* مصطفی عمادزاده، **و همایون رنجبر ***

تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۴/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۹

چکیده

تقریباً تمامی فعالیت‌های اقتصادی بشر، به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر محیط‌زیست و سیستم اکولوژیک تأثیر می‌گذارد. فساد به دلایلی از جمله سیستم قانون‌گذاری ناکافی، دموکراسی ضعیف، نابرابری افراد در برابر قانون و عدم پاسخ‌گویی مسئولین در بخش زیست‌محیطی وجود دارد. به دلیل اهمیّت نقش فساد در تخریب زیست‌محیطی، در این پژوهش تلاش شده است به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم فساد بر انتشار CO_2 به عنوان یکی از شاخص‌های آلودگی در کشور ایران پرداخته شود. به‌همین منظور از داده‌های سالانه ۱۳۹۴-۱۳۶۳ برای کشور ایران و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات مستقیم حاکی از رابطه‌ی مثبت و معنادار فساد با انتشار CO_2 در بلندمدت است و در مدل اثرات غیرمستقیم رابطه‌ی فساد با درآمد سرانه (به‌عنوان کانال واسطه) منفی و معنادار شده است. نکته‌ی بارز در این پژوهش، سهم بالای اثرات مستقیم فساد بر آلودگی نسبت به اثرات غیرمستقیم است؛ لذا پیشنهاد می‌شود مسئولان کشور با نظارت بیشتری به کنترل فساد بپردازند.

طبقه بندی JEL: O43 ،N50 ،C32

واژه‌های کلیدی: *فساد مالی و اداری، آلودگی، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ایرری، انتشار آلودگی، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ایران*

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان) اصفهان. ایران. (نویسنده‌ی مسئول). (leila_hemati@yahoo.com)

** استاد گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان). اصفهان. ایران.

*** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان). اصفهان. ایران.

۱- مقدمه

محیط‌زیست، مجموعه‌ای است از آب، خاک، هوا، نور خورشید، گیاهان، جانوران، اقلیم و دیگر عوامل جاندار و بی‌جان که با یکدیگر در ارتباط هستند و به‌طور مستقیم شرایط زندگی را برای موجودات زنده فراهم می‌کنند (ذوالقدر، ۱۳۸۶). امروزه تخریب محیط‌زیست به یک موضوع بحث‌برانگیز در میان اقتصاددانان محیط‌زیست تبدیل شده است. کم‌یابی منابع از یک‌سو و وقوع بحران‌های زیست‌محیطی از سوی دیگر، نگرانی شدیدی در سطوح مختلف انسانی ایجاد کرده که نتیجه‌ی آن ضرورت لحاظ نمودن معیارهای زیست‌محیطی در فعالیت‌های توسعه است ؛ در واقع حفظ محیط‌زیست به‌عنوان یکی از ارکان توسعه‌ی پایدار[۱] قلمداد می‌شود و توسعه‌ی سایر بخش‌های اقتصادی و اجتماعی درگرو پایداری و کارکرد صحیح آن معنا و مفهوم پیدا می‌کند (دیورن و همکاران[۲]، ۲۰۱۵).

فساد یک معضل اجتماعی است که پیامدهای اقتصادی و غیراقتصادی فراوانی دارد و بر عوامل مختلفی از جمله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، الگوهای تجارت، افزایش نابرابری، تحریک بی‌اعتمادی، رشد اقتصادی و البته محیط‌زیست اثر می‌گذارد (فردریکسون و همکاران[۳]، ۲۰۰۴؛ دامانیا و همکاران[۴]، ۲۰۰۳؛ لوپز و میترا[۵]، ۲۰۰۰). رابطه‌ی فساد و انتشار CO_2 در سال‌های اخیر بسیار مورد توجه قرار گرفته است؛ با این‌حال در ایران، پژوهش‌های زیادی در این زمینه صورت نگرفته است. فساد از راه‌های مستقیم و غیرمستقیم، یعنی با اثرگذاری بر رشد اقتصادی، آلودگی محیط‌زیست را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ از این رو در این پژوهش، تلاش شده است نقش و اثرات مستقیم و غیرمستقیم فساد بر انتشار آلودگی در ایران بررسی شود. مسلماً تمرکز نتایج بر یک کشور خاص، می‌تواند به ارائه‌ی سیاست‌هایی جهت کاهش آلاینده‌ها کمک به‌سزایی کند.

ساختار مقاله‌ی حاضر به این شرح است که پس از بیان مقدمه در بخش نخست، در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه‌ها ارائه می‌شوند، در بخش سوم

---

[۱] توسعه پایدار به معنای تلفیق اهداف اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی برای حداکثرسازی رفاه انسان فعلی بدون آسیب به توانایی نسل‌های آتی برای برآوردن نیازهایشان می‌باشد (OECD; The DAC guidelines, strategies for sustainable development; 2001).

[2] Duran et al.

[3] Fredriksson et al.

[4] Damania et al.

[5] Lopez and Mitra

روش‌شناسی پژوهش و داده‌های مورد استفاده معرفی خواهند شد؛ سپس در بخش چهارم یافته‌های پژوهش و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری و پیشینه‌ها

۲-۱- مبانی نظری

آلودگی هوا از جمله اثرات منفی وارده بر محیط‌زیست است که تهدیدی جدی برای آینده قلمداد می‌شود؛ به همین سبب بررسی وضعیت انتشار گازهای آلوده‌کننده‌ی هوا و عوامل مؤثر بر آن امری ضروریست. به دلیل تشدید انتشار آلاینده‌ها می‌توان گفت که مطالعات اقتصادی مرسوم، برای برنامه‌ریزی‌های اقتصادی حمایت از محیط‌زیست کافی نبوده است و مقوله محیط‌زیست نیاز به مطالعه وسیع‌تر با عوامل تأثیرگذار اقتصادی جدیدتر دارد (فطرس و همکاران، ۱۳۸۹).

موج معاصر زیست‌محیطی که از اواخر دهه‌ی ۱۹۸۰ شکل گرفته، با تأکید بر حقوق سیاسی و مدنی، دولت را ملزم به توجه به ترجیحات زیست‌محیطی مردم کرده‌است. برخلاف رژیم‌های استبدادی یا خودکامه، حکومت‌های مردم‌سالار (دموکراتیک) احتمال کمتری دارد که از حقوق محیط‌زیست سوء استفاده کنند و یا انتقادات زیست‌محیطی را نادیده بگیرند؛ در نتیجه اطلاعات را به صورت آزادانه و شفاف به مردم ارائه می‌دهند و کمک‌های بیشتری به بحث‌های سیاسی می‌کنند (پاینه[6]، ۱۹۹۵).

در این بین فساد می‌تواند موجب تحلیل رفتن و خراب شدن دموکراسی و کاهش رشد اقتصادی در یک کشور شود. عارضه‌ی فساد مالی و اداری، دریافت غیرقانونی یک کارمند دولت تا ناکارآمدی یک نظام سیاسی را در برمی‌گیرد. که از انواع آن می‌توان به فساد مالی، استفاده‌ی شخصی از اموال دولتی، کم‌کاری، گزارش مأموریت کاذب، صرف وقت در اداره برای انجام کارهایی به غیر از وظیفه اصلی، سرقت اموال عمومی از سوی کارکنان، اسراف و تبذیر، ترجیح روابط بر ضوابط، فساد در شناسایی و مبارزه با قانون‌شکنی؛ (تساهل و تسامح نسبت به فساد)، فساد در ارائه کالا و خدمات دولتی، فساد در صدور مجوّز برای فعالیت‌های

[6] Payne

اقتصادی و اجتماعی، فساد استخدامی (عدم رعایت ضوابط و معیارهای شایستگی در گزینش، انتخاب و ارتقای افراد در سازمان.) اشاره کرد (فرهادی نژاد، ۱۳۸۸).

مقوله‌ی فساد با تغییر رویکرد دولت‌ها به سمت تسریع و بهبود و توسعه کشورها مدنظر قرار گرفته و این موضوع بیشتر در کشورهای در حال توسعه و در حال گذر مورد توجه بوده است. بحث پیامدهای ناکارآمد دولت‌ها در به تعویق انداختن رشد و توسعه‌ی اجتماعی، زیان‌های عظیمی به جامعه بشریت وارد کرده است و در حال حاضر اجماع کلی در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران به وجود آمده که وجود دولت پاک و به دور از فساد، برای توسعه امری ضروری است.

دلایل وجود فساد در بخش زیست‌محیطی، شامل یک‌سری دلایل رایج است که به هر بخش دیگری نسبت داده می‌شود. سیستم قانون‌گذاری ناکافی، کمبود احترام به تساوی افراد در برابر قانون، دموکراسی ضعیف، قدرت وسیعی که به مقامات رسمی عموم داده می‌شود، پاسخ‌گویی و مسئولیت‌پذیری پایین، شفاف‌سازی ضعیف و انگیزه‌های ناخوشایند و ضعیف مسئولین از عوامل ایجاد فساد هستند. فساد در بخش زیست‌محیطی از طریق مشاجرات بین بهره‌ی خصوصی (که از درآمدهای زیست‌محیطی به دست می‌آید) و بهره‌ی عمومی (که یک محیط‌زیست سالم به دست آید)، ایجاد می‌شود (ولسچ[7]، ۲۰۰۴).

فساد منجر به افزایش فقر جامعه و از بین رفتن اعتماد مردم نسبت به عدالت دولت می‌شود. در بخش منابع طبیعی و زیست‌محیطی از طریق گرفته شدن حق مردم از منابع طبیعی، سهم و بهره‌ی بخش خصوصی افزایش می‌یابد. می‌توان گفت به دلیل سرمایه‌گذاری و تأمین مالی ضعیف، مدیریت ضعیف سازمان‌ها و نهادهای مرتبط، عدم برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صحیح در بخش زیست‌محیطی، فساد در این بخش بیشتر آشکار می‌شود (انگلسن و همکاران[8]، ۲۰۰۹).

فساد در بخش زیست‌محیطی، بودجه‌های اختصاصی را متوجه برنامه‌های زیست‌محیطی می‌کند تا هزینه‌ها را از طریق اختلاس و رشوه‌خواری خصوصی کند. این امر منجر به نقصان منابع طبیعی و آلودگی محیط‌زیست از طریق رشوه‌خواری در بازرسی زیست‌محیطی می‌شود. فساد به توسعه‌ی سیاست‌های مخرب زیست‌محیطی کمک می‌کند و منجر به اختصاص ناعادلانه منابع زیست‌محیطی

[7] Welsch
[8] Angelsen

می‌شود (دمانیا، ۲۰۰۳).

ولسچ (۲۰۰۴) اثرات مستقیم فساد بر روی محیط‌زیست را بررسی کرده است. وی استدلال کرده است که فساد به دلیل این که مانع اجرای مقررات زیست محیطی می‌شود بر کیفیت محیط‌زیست اثر دارد از این‌جمله می‌توان به سیاست‌های مصرف انرژی اشاره کرد؛ بدین‌صورت که سیاست‌گذاران در ازای پرداخت رشوه، مجوز مصرف بیشتر انرژی را به دست می‌آورند (کول[۹]، ۲۰۰۷). همچنین دسای[۱۰] (۱۹۹۸) در مطالعه‌ی موردی از ۱۰ کشور درحال‌توسعه، نشان داد که فساد یکی از منابع اصلی تخریب محیط‌زیست است؛ به‌عنوان‌مثال، در کشور هند درک مشترکی وجود دارد که می‌توان مقامات عمومی را با هزینه‌ای کمتر از هزینه‌ی پرداختی بابت مقررات زیست‌محیطی خریداری کرد. طبق نظر ولسچ، علاوه بر اثر مستقیم، فساد دارای اثرات غیرمستقیم بر محیط‌زیست از طریق اثرگذاری بر رشد اقتصادی، است . این اثر غیرمستقیم بسته به سطح درآمد (در راستای فرضیه‌ی کوزنتس) می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

لوپز (۱۹۹۴) به‌طور نظری رابطه‌ی U (فرضیه‌ی کوزنتس) معکوس بین درآمد و سطح آلودگی را بررسی کرده‌است. متخصصان محیط‌زیست که برجسته‌ترین آنها دالی[۱۱] است؛ معتقدند که طبق الگوهای تاریخی، رشد اقتصادی باعث تخریب محیط‌زیست می‌شود؛ بااین‌حال بر اساس شواهد تجربی، عده‌ای از اقتصاددانان بر این باورند که رشد اقتصادی در سطوح پایین درآمدی، ممکن است باعث تخریب محیط‌زیست شود؛ امّا از آستانه‌ی درآمد خاصی، رشد اقتصادی برای محیط‌زیست مفید است. این به معنای فرضیه‌ی کوزنتس است. آررو و همکاران[۱۲] (۱۹۹۵)، علت این امر را در این موضوع می‌دانند که در کشورهای فقیر، افراد به امکانات رفاهی بیشتر از محیط‌زیست اهمیّت می‌دهند؛ امّا در کشورهایی که درآمد سرانه به‌اندازه‌ی کافی بالاست، مردم توجه بیشتری به محیط‌زیست دارند. لوپز و میترا[۱۳] (۲۰۰۰) به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه فساد را در این تحلیل وارد کنند. آن‌ها سه نتیجه کلی گرفتند:

---

[9] Cole
[10] Desai
[11] Daly
[12] Arrow, K et al.
[13] Lopez and Mitra

الف) برای هر سطح از درآمد سرانه، فساد منجر به سطوح آلودگی بالاتری از سطوح بهینه‌ی آلودگی می‌شود.

ب) فساد مانعی برای فرضیه‌ی کوزنتس نیست.

ج) فساد باعث می‌شود که نقطه‌ی عطف منحنی کوزنتس در سطوحی بالاتر از سطح بهینه‌ی اجتماعی سطوح درآمد و آلودگی قرار گیرد.

۲-۲- پیشینه‌ی مطالعات انجام شده

الف- پیشینه‌های خارجی

دامانیا و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های تابلویی، تعدادی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته برای دوره‌ی زمانی ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۲ به بررسی ارتباط بین سیاست‌های تجاری، فساد و سیاست‌های زیست‌محیطی پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که تأثیر آزادسازی تجاری بر سیاست محیطی، بستگی به میزان فساد دارد و فساد سبب کاهش سخت‌گیری سیاست‌های زیست‌محیطی می‌شود.

فردریکسون و همکاران (۲۰۰۴) در پژوهشی تحت عنوان «فساد و بهره‌وری انرژی در کشورهای عضو OECD[۱۴]: نظریه شواهد» به بررسی اثر فساد و اندازه بخش صنعت بر نتایج سیاست انرژی پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که فساد، محدودیت سیاست‌های انرژی سیاست‌گذاران را کاهش می‌دهد و اینکه میزان فساد با میزان انرژی مورد استفاده در ارتباط است.

پلگرینی و همکاران[۱۵] (۲۰۰۶) در مقاله‌ی خود تحت عنوان «فساد، دموکراسی، سیاست زیست‌محیطی» به بررسی تأثیر فساد و شاخص دموکراسی بر سیاست‌های زیست‌محیطی پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که فساد عامل مهم و تأثیرگذار بر سیاست‌های زیست‌محیطی است؛ درحالی‌که شاخص دموکراسی تأثیر ناچیزی بر سیاست‌های زیست‌محیطی دارد. هم‌چنین آن‌ها به این نتیجه رسیدند که با افزایش درآمد سرانه، بهبود کیفیت محیط‌زیست در کشورهای در حال‌توسعه با بی‌نظمی سازمانی کم‌تر محتمل است.

کول (۲۰۰۷) در مقاله‌ای با عنوان «فساد، درآمد و محیط‌زیست: تجزیه‌و تحلیل تجربی» هر دو اثرات مستقیم و غیرمستقیم فساد بر تولید گازهای گلخانه‌ای را

---

[۱۴] سازمان همکاری و توسعه اقتصادی

[15] Pellegrini et al.

برای ۹۴ کشور مختلف در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۷ برآورد کرده‌است. نتایج حاکی از آن بود که تأثیر فساد بر میزان تولید دی‌اکسیدکربن و دی‌اکسید گوگرد مثبت است؛ امّا اثرات غیرمستقیم فساد بر میزان تولید این گازها منفی است؛ در مجموع اثر کل فساد بر تولید گازهای گل‌خانه‌ای منفی است.

بیسواس و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهش خود تحت عنوان «آلودگی، اقتصاد سایه و فساد: نظریه و شواهد» به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه اقتصاد سایه، آلودگی را تحت تأثیر قرا می‌دهد و این اثر چگونه به سطح فساد وابسته است؟ آن‌ها با استفاده از روش پانل اطلاعات بیش از ۱۰۰ کشور را برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۹ بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که کنترل سطح فساد می‌تواند تأثیر اقتصاد سایه بر آلودگی را محدود کند.

اوزتارک و آل- مولالی[۱۶] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی اعتبار زیست‌محیطی فرضیه‌ی منحنی کوزنتس در کامبوج» به بررسی این موضوع پرداختند که آیا کنترل فساد به رابطه‌ی U معکوس بین درآمد و آلودگی در کشور کامبوج برای سری زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۶ کمک می‌کند یا خیر؟ نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که تولید ناخالص داخلی، شهرنشینی، مصرف انرژی و تجارت، انتشار دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهند؛ درحالی‌که حاکمیت می‌تواند از طریق کنترل سطح فساد، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن را کاهش دهد؛ همچنین نتایج پژوهش آنان نشان داد که فرضیه‌ی منحنی کوزنتس در کامبوج هم مورد تأیید است.

زانگ و همکاران[۱۷] (۲۰۱۶)، با استفاده از روش رگرسیون داده‌های تابلویی کیفی به بررسی اثر فساد بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای عضو APEC[۱۸] پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از تأثیر ناهمگن فساد بر انتشار دی‌اکسیدکربن در این کشورها بوده‌است؛ به‌طوری‌که فساد در کشورهایی با میزان انتشار پایین CO_2 تأثیر قابل‌توجهی داشته؛ امّا در کشورهایی که میزان انتشار CO_2 بالاست، اثر فساد ناچیز است؛ همچنین یک رابطه‌ی U معکوس بین فساد و انتشار CO_2 وجود دارد و تولید ناخالص داخلی سرانه در نقطه‌ی عطف منحنی کوزنتس با افزایش

[16] Ozturk and Al-Mulali
[17] Zhang et al.
[۱۸] سازمان همکاری‌های اقتصادی آسیا- پاسفیک

انتشار CO_2 ممکن است افزایش یابد.

ب- پیشینه‌های داخلی

در ایران تنها پژوهش مستقیمی که با این موضوع انجام شده است، مربوط به مطالعه‌ی اصغری و همکاران (۱۳۹۳) است که در مطالعه‌ی خود به بررسی نقش فساد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای منتخب حوزه منا طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج پژ.هش آنان نشان داد که فساد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باوجود فساد منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود؛ همچنین فرضیه‌ی پناه‌گاه آلودگی در این منطقه تأیید می‌شود.

البته پژوهش‌های دیگری با رویکرد اثرگذاری دموکراسی و کیفیت نهادها بر آلودگی نیز در داخل کشور انجام شده است که در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

مداح و عبداللهی (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی اثر کیفیت نهادها بر آلودگی محیط‌زیست در چارچوب منحنی کوزنتس با استفاده از الگوهای داده‌های تابلویی ایستا و پویا در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی و برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۶ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین الگوها نشان می‌دهد: ۱. فرضیه کوزنتس از طریق تجربی برای کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی تأیید نمی‌شود. ۲. کشش آلودگی نسبت به کیفیت نهادها (۰/۲۴-) است. ۳. مصرف انرژی، تجارت خارجی و سطح توسعه‌ی انسانی رابطه‌ی مثبت و معناداری با میزان آلودگی دارند.

عاقلی و همکاران (۱۳۹۳)، در پژوهشی به بررسی تأثیر دموکراسی بر آلودگی محیط‌زیست در سه گروه از کشورهای منتخب صادرکننده نفت طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۹۹۶ با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن بود که برای گروه اول (کشورهایی با شاخص توسعه انسانی بالا) رابطه‌ی منفی و معنادار، برای گروه دوم (کشورهایی با شاخص توسعه انسانی متوسط) رابطه‌ی مثبت و معنادار و برای گروه سوم (کشورهایی با شاخص توسعه انسانی پایین) رابطه‌ی منفی؛ ولی بی‌معنی بین شاخص دموکراسی و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن برقرار است.

بررسی پژوهش تجربی انجام شده، نشان می‌دهد، اثرات فساد بر آلودگی بسته به توسعه‌یافتگی کشورها می‌تواند مثبت یا منفی باشد؛ علاوه بر این پژوهش‌های انجام شده در این حوزه، غالباً به صورت پانلی از کشورهای مختلف بوده است. از این‌رو گویای نتایجی از کشورهای همگن است که به طور قطع نمی‌توان گفت این همگن بودن ناشی از بعد فساد است یا بعد آلودگی زیست‌محیطی. به‌همین دلیل در این پژوهش تلاش شده است تنها به مطالعه‌ی موردی کشور ایران پرداخته شود تا ارائه‌ی سیاست‌گذاری‌ها خاص یک کشور باشد.

۳- روش‌شناسی پژوهش و معرفی متغیرها

۳-۱- روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

براساس ادبیات اقتصادسنجی جهت تخمین الگو ابتدا بایستی آزمون‌های مانایی[۱۹] متغیرها صورت گیرد. چنان‌چه متغیرهای نامانا در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرند؛ علی‌رغم عدم وجود هیچ رابطه‌ای بین متغیرها، ضریب تعیین به دست آمده مقدار بالایی است؛ در نتیجه استنباط‌های غلطی ممکن است صورت گیرد (مواجه شدن با مسأله رگرسیون کاذب) (گجراتی، ۱۳۸۷). برای این منظور معمولاً از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته[۲۰] (ADF) و فیلیپس- پرون[۲۱] (PP) استفاده می‌شود. در صورت نامانا بودن از روش تفاضل‌گیری برای رفع آن استفاده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به‌منظور برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا، روش خودرگرسیونی با وقفه‌ی توزیعی (ARDL) به کار می‌رود. در این روش تعداد وقفه‌های بهینه، توسط یکی از معیارهای آکائیک[۲۲]، شوارتز[۲۳] و حنان-کوئین[۲۴] تعیین می‌شود و در کوتاه‌مدت از الگوی تصحیح خطای[۲۵] (ECM) استفاده می‌شود که ضمن نشان دادن روابط پویایی کوتاه‌مدت، سرعت تعدیل به سمت بلندمدت را نیز نشان می‌دهد (تشکینی، ۱۳۸۴).

---

[۱۹] یک فرایند تصادفی هنگامی مانا است که گشتاورهای آن (میانگین و واریانس) در طول زمان ثابت باشند و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به وقفه بین دو دوره بستگی داشته باشد و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد (گجراتی، ۱۳۸۷).

[20] Augmented Dickey-Fuller
[21] Phillips-Perron
[22] Akaike
[23] Schwarz
[24] Hannan-Quinn
[25] Error Correction Model

در این مقاله، برای بررسی هم‌گرایی و روابط بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و انتشار آلودگی در دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۳ از روش ARDL برای متغیرها استفاده شده است. الگوی ARDL یک الگوی پویا بوده و شکل کلی آن به صورت (۱) است (تشکینی، ۱۳۸۴):

$$\phi(1,p)y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i\,(1,q_i)x_{it} + Cw_t + u_t \qquad (۱)$$

$$\phi(1,p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 + \cdots + \phi_p L^p \qquad (۲)$$

$$b_i(L,q_i) = b_i + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \qquad i = 1,2,3,\ldots,k \qquad (۳)$$

در اینجا L عملگر وقفه؛ w_t بردار متغیرهای غیرتصادفی (مانند عرض از مبدأ، متغیر مجازی و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت)، y_t متغیر وابسته و x_{it} متغیرهای مستقل هستند و p و q_i به ترتیب تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و مستقل هستند. برای برآورد الگو، ابتدا بایستی حداکثر طول وقفه مدل (m) توسط پژوهشگر تعیین شود؛ سپس با استفاده از نرم‌افزار Microfit برای کلیه‌ی ترکیبات ممکن مقادیر $p=0,1,2,\ldots,m$ و $i=1,2,\ldots,k$ به تعداد $(\mathrm{m}+1)^{\mathrm{k}+1}$ معادله به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود. در ادامه با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک، شوارتز- بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل‌شده انتخاب می‌شود. پسران و شین (۱۹۹۵) در مورد تصریح وقفه‌های الگو، به‌کارگیری معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین را پیشنهاد می‌کنند؛ زیرا این ضابطه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجه‌ی آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه‌ی ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه‌ی (۴) به‌دست می‌آیند.

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1-\hat{\emptyset}(1,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\emptyset}_1-\cdots-\hat{\emptyset}_p} \qquad i = 1,2,\ldots,k \qquad (۴)$$

اکنون برای بررسی وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگوها، لازم است آزمون وجود هم‌گرایی بلندمدت، بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون هم‌گرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر[۲۶] (۱۹۹۲) استفاده شده است. به‌این منظور با استفاده از مدل ARDL، الگوی پویای رابطه‌ی

[26] Banerjee.A, Dolado.J, Master.R

مبادله خالص برآورد شده است. در آزمون بنرجی، دولادو و مستر، فرضیه‌ی صفر بیانگر وجود هم‌انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت است؛ چون شرط آن‌که رابطه‌ی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون موردنظر، باید عدد یک را از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کم کرد و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کرد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{k} Q^{\sim} - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{Q^{\sim}}} \qquad (۵)$$

اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاد و مستر (۱۹۹۲) بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود[۲۷] (تشکینی، ۱۳۸۴).

۳-۲- معرفی مدل‌های برآوردی و متغیرها

در این پژوهش از پایه‌های نظری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بر اساس مدل کروگر و گروسمن (۱۹۹۱)، برای بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم فساد بر آلودگی در ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۳ در دو معادله‌ی جداگانه استفاده می‌شود. ابتدا به‌منظور بررسی اثرات مستقیم، آلودگی را تابعی از درآمد، فساد و سایر عوامل مؤثر در نظر گرفته و در معادله‌ی دوم درآمد تابعی از فساد و دیگر عوامل در نظر گرفته شده تا اثرات غیرمستقیم فساد بر رشد اقتصادی (به عنوان کانال واسطه بین فساد و آلودگی) نیز بررسی شود. به‌همین منظور بر اساس مطالعات کول (۲۰۰۷) و زانگ و همکاران (۲۰۱۶)، معادلات (۶) و (۷) تعریف می‌شوند:

$$LPOLL_t = C + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{1t}\, LPOLL_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_{2t}\, LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \beta_{3t}\, LGDP^2_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \beta_{4t}\, LCORR_{t-i} +$$

[۲۷] جهت رد یا پذیرش مقدار، t به‌دست آمده از برآورد با مقادیر بحرانی t موجود در جداول مربوط به آزمون t در کتب آماری با توجه به سطوح معناداری (۱، ۵ و ۱۰ درصد) مقایسه می‌شود. اگر t بدست آمده از برآورد از مقادیر موجود در جدول بیشتر باشد، نشان‌دهنده‌ی معنادار بودن و در غیر این‌صورت معنادار نیست. همچنین می‌توان به صورت زیر نیز عمل کرد: اگر قدر مطلق t بدست آمده بیشتر از ۲ باشد، می‌توان گفت که متغیر موردنظر معنادار است (البته به سطح معنادار بودن بستگی دارد).

$$\sum_{i=0}^{n_5} \beta_{5t}\, LINDUST_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} \beta_{6t}\, LEC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_7} \beta_{7t}\, LUR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_8} \beta_{8t}\, LPOP_{t-i} + \varepsilon_t + Trend \quad (۶)$$

$$LGDP_t = C + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{1t}\, LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_{2t}\, LCORR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \beta_{3t}\, LCFC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \beta_{4t}\, LEM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_5} \beta_{5t}\, LPGR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} \beta_{6t}\, LEC_{t-i} + \varepsilon_t + Trend \quad (۷)$$

به‌طوری‌که:

$LPOLL$: لگاریتم میزان انتشار سرانه‌ی گاز دی‌اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی برحسب تن به نفر (منبع: بانک جهانی)

$LGDP$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه براساس شاخص قیمت سال ۱۳۹۰ و برحسب هزار ریال به نفر (منبع: اطلاعات سری‌زمانی بانک مرکزی)

$LGDP^2$: لگاریتم مربع تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه

$LCORR$: لگاریتم شاخص فساد بر مبنای راهنمای ریسک کشورهای بین‌المللی[۲۸] (ICRG) است و بین صفر تا ده قرار دارد. این شاخص از سال ۱۹۸۲ منتشر شده و به بررسی فساد در سیستم سیاسی پرداخته است؛ علاوه بر فساد مالی در سیستم دولتی، به فساد بالقوه و یا بالفعل در شکل‌های حمایت بیش‌ازحد، قوم و خویش‌گرایی، پیشنهاد شغل، بده و بستن لطف در مقابل لطف، بنا نهادن گروه‌های مخفیانه و به طور خاص ارتباط نزدیک بین سیاست‌مدار و کسب‌وکارها، نیز توجه دارد. در این شاخص، اعداد بزرگتر نشانگر پایین‌تر بودن سطح فساد کشور است؛ امّا در این پژوهش باتوجه به ایجاد ابهام در هنگام تفسیر علامت ضرایب، با تغییر مقیاس شاخص موردنظر، اعداد بزرگتر نشان‌دهنده‌ی فساد بیشتر و اعداد کوچکتر نشان‌دهنده‌ی فساد کمتر در کشورها است؛ بدین شکل که برای شاخص ICRG مقدار شاخص از عدد ده کسر شد (منبع: بانک جهانی).

$LINDUST$: لگاریتم شاخص صنعتی شدن برحسب درصد که به صورت نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل محاسبه شده‌است (منبع: حساب‌های ملی سالانه موجود در بانک مرکزی).

LEC: لگاریتم مصرف نهایی انرژی برحسب میلیون بشکه نفت خام (منبع: ترازنامه انرژی).

[28] The International Country Risk Guide

LUR: لگاریتم شهرنشینی برحسب درصد که به صورت نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت محاسبه شده است (منبع: حساب‌های جمعیتی مرکز آمار ایران).

$LPOP$: لگاریتم تراکم نسبی جمعیت برحسب نفر به کیلومترمربع که به صورت نسبت جمعیت کل کشور به مساحت به‌دست آمده است (منبع: حساب‌های جمعیتی مرکز آمار ایران).

$LCFC$: لگاریتم تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص واقعی سرانه به ازای هر کارگر و بر اساس شاخص قیمت سال ۱۳۹۰، برحسب هزار ریال به نفر (منبع: حساب‌های ملی سالانه موجود در بانک مرکزی).

LEM: لگاریتم سرمایه‌ی انسانی برحسب درصد که به صورت نسبت شاغلین دارای تحصیلات عالی به کل شاغلین محاسبه شده است (منبع: نتایج آمارگیری از نیروی‌کار؛ مرکز آمار ایران).

$LPGR$: لگاریتم رشد جمعیت برحسب درصد که به‌صورت تغییرات جمعیت در دو سال متوالی به‌دست آمده است (منبع: حساب‌های جمعیتی مرکز آمار ایران).

همچنین $n_1, n_2, \dots, n_3$ تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل، C: عرض از مبدأ، $Trend$: روند متغیرها در طول دوره‌ی زمانی، ε_t: جمله خطا.

۴- یافته‌های تجربی

۴-۱- آزمون‌های ایستایی یا ریشه‌ی واحد

نخستین مرحله در برآورد یک الگوی سری‌زمانی، بررسی ایستایی متغیرهای آن الگوست؛ به‌طورکلی هر سری‌زمانی هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره‌ی زمانی، تنها به فاصله‌ی یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. در این پژوهش، برای تشخیص ایستایی متغیرهای سری زمانی (۱۳۹۴-۱۳۶۳) از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته، استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۱ منعکس شده است. طول وقفه براساس معیار شوارتز (SIC) تعیین شده و عرض از مبدأ و روند نیز براساس آماره t آنها انتخاب شده است.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (باعرض از مبدأ و روند)[۲۹]

متغیر	طول وقفه	آماره ADF	مقادیر بحرانی		
			۱٪	۵٪	۱۰٪
LGDP	۰	۰/۵۱۲۳	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(LGDP)	۱	-۴/۰۸۵۳	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LCORR	۰	-۱/۷۳۹۸	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(CORR)	۱	-۴/۵۱۰۱	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LCFC	۰	-۲/۹۱۶۸	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(LCFC)	۱	-۵/۷۴۹۱	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LEM	۰	-۲/۴۸۹۶	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(LEM)	۱	-۸/۹۷۸۳	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LPGR	۰	-۲/۷۱۵۳	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(LPGR)	۱	-۶/۳۷۳۵	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LEC	۰	-۴/۲۹۵۹	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
LPOLL	۰	-۰/۹۳۱۱	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(POLL)	۱	-۴/۴۵۱۲	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LINDUST	۰	-۰/۷۳۶۸	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(LINDUST)	۱	-۴/۰۳۸۹	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LPOP	۰	-۰/۶۲۱۹	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(LPOP)	۱	-۳/۴۰۳۴	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲
LUR	۰	-۰/۱۴۳۵	-۴/۲۸۴۵	-۳/۵۶۲۸	-۳/۲۱۵۲
D(UR)	۱	-۴/۸۶۱۷	-۴/۳۳۹۳	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲

مأخذ: محاسبات توسط نرم‌افزار Eviews انجام شده است.

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، کلیه‌ی متغیرهای مدل به غیر از مصرف انرژی در سطح ایستا نیستند و قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده، برای آن‌ها در سطح از قدرمطلق مقادیر بحرانی کوچکتر بوده است؛ بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین با یکبار تفاضل‌گیری از این متغیرها، قدرمطلق آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای آن‌ها از قدرمطلق مقادیر بحرانی بزرگتر شده و ایستا بودن آن‌ها را به اثبات می‌رساند. با توجه به اینکه ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ یا $I(1)$ وجود دارد، بایستی با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه‌ی هم‌جمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، از رهیافت خودتوضیح باوقفه‌های گسترده (پسران، ۱۹۹۷) استفاده شد.

[۲۹] آزمون ریشه واحد برای سایر حالت‌های دیگر (همچون با عرض از مبدأ، بدون عرض از مبدأ و روند) نیز بررسی شدند که متغیرها در هیچ کدام از این حالات در سطح مانا نبوده؛ از این‌رو بهترین نتایج ممکن با عرض از مبدأ و روند گزارش شدند.

۴-۲- نتایج تعیین وقفه بهینه

از آن‌جایی‌که یکی از مسائل مهم در برآورد الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگوست تا تضمین کند که جملات خطای مربوط به الگو، نوفه سفید و در نتیجه، پایا هستند؛ از این‌رو در مقاله‌ی حاضر، برای تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی خود توضیح برداری، از معیارهای آکائیک (AIC)[۳۰]، شوارتز (SC)[۳۱]، حنان-کوئین (HQ)[۳۲]، خطای پیش‌بینی (FPE)[۳۳] و آماره نسبت درست‌نمایی (LR)[۳۴] استفاده شده است. از آنجایی که آماره شوارتز نسبت به آماره‌های دیگر از درجه آزادی کمتری برخوردار است و تعداد داده‌های کمتری نیز در این آماره از دست می‌روند؛ از این‌رو براساس معیار شوارتز وقفه دو برای مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی و وقفه یک برای مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی به عنوان وقفه‌های بهینه تعیین شده است (جدول ۲)

جدول ۲: تعیین وقفه بهینه الگو

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
مدل ۱: اثرات مستقیم فساد بر آلودگی						
۰	۳۰۶/۳۵۵۷	-	۳/۱۸۱۹	-۱۹/۸۹۰۳	-۱۹/۵۱۶۷	-۱۹/۷۷۰۸
۱	۶۱۸/۰۵۴۷	۴۳۶/۳۷۸۶	۲/۴۹۲۶	-۳۶/۴۰۳۶	-۳۳/۰۴۰۷	-۳۵/۳۲۷۸
۲	۷۵۱/۳۸۶۷	*۱۱۵/۵۵۴۴	*۷/۰۹۲۸	*-۴۱/۰۲۵۷	*-۳۴/۶۷۳۶	*-۳۸/۹۹۳۶
مدل ۲: اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی						
۰	۱۱۰/۰۸۴۹	-	۳/۰۷۱۱	-۷/۱۷۸۲	-۶/۸۹۵۳	-۷/۰۸۹۶
۱	۳۲۰/۱۹۹۵	*۳۱۸/۷۹۴۶	۱/۹۹۱۶	-۱۹/۱۸۶۱	*-۱۷/۲۰۵۹	-۱۸/۵۶۵۹
۲	۳۶۵/۵۲۳۳	۵۰/۰۱۲۴	۱/۴۹۱۶	-۱۹/۸۲۹۲	-۱۶/۱۵۱۶	-۱۸/۶۷۷۴
۳	۴۳۰/۷۳۲۴	۴۴/۹۷۱۷	*۶/۱۹۱۷	*-۲۱/۸۴۳۶	-۱۶/۴۶۸۷	*-۲۰/۱۶۰۲

توضیح: علامت ستاره نشان‌دهنده طول وقفه بهینه است.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳- برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت

با مشخص شدن تعداد وقفه‌های بهینه، می‌توان معادلات (۶) و (۷) را بر اساس معیار شوارتز برآورد کرد. در ابتدا نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل‌ها در جداول (۳) و

[30] Akaike Information Criterion
[31] Schwarz Information Criterion
[32] Hannan-Quinn Information Criterion
[33] Final Prediction Error
[34] Likelihood Ratio

(۴) نشان داده شده است.

با توجه به نتایج برآوردی از هر دو مدل، مقادیر بالای ضرایب تعیین نشان‌دهنده‌ی آن است که متغیرهای مستقل موجود در مدل قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر متغیر وابسته دارند. آماره F محاسباتی حاکی از معنادار بودن کل رگرسیون برآوردی است. به‌دلیل حضور وقفه‌های متغیر وابسته، از آماره h- دوربین واتسون[۳۵] استفاده شده که مقدار آن دال بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلال است.

جدول ۳: نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی (متغیر وابسته: انتشار CO_2)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم انتشار CO_2 با یک دوره وقفه	۰/۳۴۶۰	۰/۱۴۶۴	۲/۳۶۳۳	۰/۰۳۴
لگاریتم فساد مالی و اداری	۰/۲۸۷۷	۰/۰۹۱۰	۳/۱۶۱۳	۰/۰۰۸
لگاریتم فساد با یک دوره وقفه	۰/۱۸۷۲	۰/۰۸۶۹	۲/۱۵۱۹	۰/۰۵۱
لگاریتم تراکم نسبی جمعیت	۱۷/۷۶۳۳	۳/۷۸۹۲	۴/۶۸۷۹	۰/۰۰۰
لگاریتم درآمد سرانه	-۲/۳۳۱۵	۱/۳۹۸۴	-۱/۶۶۷۲	۰/۱۱۹
لگاریتم درآمد سرانه یا یک دوره وقفه	۰/۲۲۵۵	۰/۱۲۷۲	۱/۷۷۲۵	۰/۱۰۰
لگاریتم درآمد سرانه با دو دوره وقفه	۰/۵۳۶۷	۰/۱۳۷۲	۳/۹۱۱۸	۰/۰۰۲
لگاریتم مربع درآمد سرانه	-۰/۲۰۹۸	۰/۱۱۵۹	-۱/۸۰۹۸	۰/۰۹۳
لگاریتم مصرف انرژی	-۱/۶۵۳۵	۰/۴۳۵۴	-۳/۷۹۷۶	۰/۰۰۲
لگاریتم مصرف انرژی با یک دوره وقفه	-۱/۲۳۷۰	۰/۳۹۹۵	-۳/۰۹۶۳	۰/۰۰۹
لگاریتم صنعتی شدن	-۰/۰۱۲۶	۰/۱۳۸۸	-۰/۰۹۱۱	۰/۹۲۹
لگاریتم صنعتی شدن با یک دوره وقفه	-۰/۴۳۰۶	۰/۱۲۴۲	-۳/۴۶۶۳	۰/۰۰۴
لگاریتم شهرنشینی	۲۳/۸۹۸۷	۱۰/۲۴۸۶	۲/۳۳۱۹	۰/۰۳۶
لگاریتم شهرنشینی با یک دوره وقفه	-۵۲/۹۹۶۵	۱۸/۹۶۶۵	-۲/۷۹۴۲	۰/۰۱۵
لگاریتم شهرنشینی با دو دوره وقفه	۲۵/۰۶۵۱	۱۱/۳۶۵۱	۲/۲۰۵۴	۰/۰۴۶
عرض از مبدأ	-۲۴/۳۹۴۱	۱۲/۵۵۵۴	-۱/۹۴۲۹	۰/۰۷۴
روند	-۰/۰۹۷۷	۰/۰۴۳۷۹	-۲/۲۳۱۰	۰/۰۴۴
R^2= ۰/۹۹۵۶		$\bar{R}^2$= ۰/۹۹۰۲		
F= ۱۸۴/۵۶۲۷ (۰/۰۰۰)		h-DW= -۰/۹۱۳۶ (۰/۳۶۱)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، فساد مالی و اداری هم در سطح و هم با یک دوره وقفه، دارای رابطه‌ی مثبت و معنادار با انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت است. به عبارتی فساد دارای اثر مستقیم و مثبتی بر انتشار CO_2 است. با افزایش تراکم جمعیت و شهرنشینی، انتشار CO_2 در کوتامدت افزایش می‌یابد. افزایش درآمد

[۳۵] دامنه مورد پذیرش برای h- دوربین واتسون بین ۱/۹۶ و ۱/۹۶- است.

سرانه در سطح باعث کاهش انتشار آلودگی شده است؛ ولی این رابطه از سطح معناداری برخوردار نیست. درآمد سرانه با دو دوره وقفه، دارای مثبت و معناداری با آلودگی است. مربع درآمد سرانه نیز دارای رابطه‌ی منفی با آلودگی است؛ از این‌رو با توجه به این نتایج، فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس در کوتاه‌مدت برقرار است. با افزایش مصرف انرژی در سطح و با یک دوره وقفه، آلودگی کاهش می‌یابد. باتوجه به طول دوره‌ی زمانی تولید و انتشار گازهای آلاینده، نمی‌توان توجیهی برای این رابطه در کوتاه‌مدت آورد. چون طبق شواهد تجربی افزایش مصرف انرژی منجر به افزایش آلودگی خواهد شد (فطرس و معبودی، ۱۳۹۰). ولی همین رابطه با یک دوره‌ی زمانی از تولید تا انتشار آلودگی روبرو است. در مورد شاخص صنعتی شدن نیز همین استدلال برقرار است؛ از این‌رو در روش ARDL نتایج بلندمدت منطقی‌تر و قابل بحث‌تر از نتایج کوتاه‌مدت هستند.

همچنین در کوتاه‌مدت، آلودگی تابعی از وقفه‌های خودش است؛ به‌عبارتی با انتشار CO_2 در دوره‌ی گذشته، رابطه‌ی مثبت و معناداری دارد. متغیرهای مورد بررسی در طول دروه زمانی انتخابی، دارای روند نزولی و معنادار هستند.

جدول ۴: نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی کوتاه‌مدت مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی (متغیر وابسته: درآمد سرانه)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم درآمد سرانه با یک دوره وقفه	۰/۲۴۸۵	۰/۱۲۸۵	۱/۹۳۲۵	۰/۰۶۶
لگاریتم فساد مالی و اداری	-۰/۰۳۰۵	۰/۰۹۷۸	-۰/۳۱۲۰	۰/۷۵۸
لگاریتم فساد با یک دوره وقفه	-۰/۱۷۵۲	۰/۰۹۰۳	-۱/۹۳۹۹	۰/۰۶۵
لگاریتم سرمایه‌گذاری سرانه	۰/۳۵۵۹	۰/۰۹۷۹	۳/۶۶۷۸	۰/۰۰۱
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۲۷۳۰	۰/۶۰۲۲	۰/۴۵۳۴	۰/۶۵۵
لگاریتم رشد جمعیت	۰/۱۰۰۵	۰/۱۰۳۱	۰/۹۷۴۶	۰/۳۴۰
لگاریتم مصرف انرژی	۱/۱۴۲۸	۰/۳۸۱۰	۲/۹۹۹۰	۰/۰۰۷
عرض از مبدأ	-۴/۵۴۰۳	۱/۴۸۷۲	-۳/۰۵۳۰	۰/۰۰۶
روند	-۰/۰۵۳۶	۰/۰۲۹۶	-۱/۸۱۳۶	۰/۰۸۳
R^2= ۰/۹۸۶۳		$\bar{R}^2$= ۰/۹۸۱۳		
F= ۱۹۸/۲۹۳۰ (۰/۰۰۰)		h-DW= -۰/۷۹۸۸ (۰/۴۲۴)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۴ نشان از اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی از طریق رشد اقتصادی است. در برآورد مدل حاضر، از متغیر درآمد واقعی سرانه به عنوان شاخص رشد اقتصادی استفاده شده است. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش فساد، درآمد

سرانه کاهش یافته است، از آن‌جایی‌که که در اثرات مستقیم فرضیه کوزنتس پذیرفته شده است؛ لذا طبق این فرضیه، کاهش درآمد سرانه، یعنی استفاده‌ی مردم از وسایل و خدمات آلوده‌کننده که هزینه پایین‌تر ولی سطح آلایندگی بالاتری دارند و این همان مرحله‌ی اول از منحنی U معکوس کوزنتس است؛ لذا اثرات غیرمستقیم فساد طبق مطالعه‌ی ولسچ (۲۰۰۴)، بستگی به رد و قبول فرضیه کوزنتس در بررسی اثرات مستقیم دارد؛ بنابراین در کل اثرات فساد بر آلودگی در کوتاه‌مدت مثبت است.

با افزایش درآمد سرانه در دوره‌ی گذشته، درآمد دوره‌ی جاری نیز افزایش می‌یابد که این مسأله نشان از پویایی مدل برآوردی است. با افزایش فساد مالی و اداری در سطح و با یک دوره‌ی وقفه، رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. با افزایش سرمایه‌گذاری سرانه و سرمایه انسانی به‌عنوان دو نهاده اصلی در تابع رشد هر کشور، رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. با افزایش مصرف انرژی و رشد جمعیت نیز درآمد سرانه افزایش می‌یابد. روند متغیرهای برآوردی در مدل کوتاه‌مدت، نزولی و در سطح ۹۰ درصد معناداری است.

۴-۴- نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها

جهت رسیدن به اطمینان از برقراری فرضیه‌های کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، فرم تبعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس) می‌توان از آماره‌های تشخیص استفاده کرد . نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول ۵ ارائه شده‌است.

جدول ۵: نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص در هر دو مدل

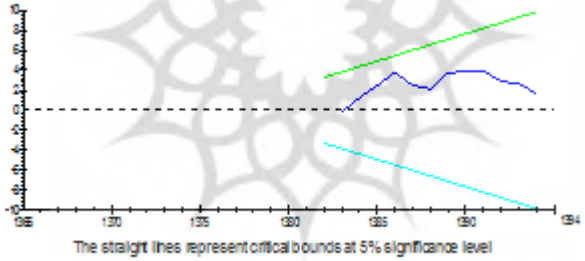
فروض کلاسیک	مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی				مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی			
	آزمون LM		آزمون F		آزمون LM		آزمون F	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
Serial Correlation	۰/۵۰۳۴	۰/۴۷۸	۰/۲۰۴۸	۰/۶۵۹	۰/۲۸۹۰	۰/۵۹۱	۰/۱۹۷۶	۰/۶۶۱
Functional Form	۰/۲۴۲۱	۰/۶۲۳	۰/۰۹۷۶	۰/۷۶۰	۱/۵۰۹۸	۰/۲۱۹	۱/۰۷۵۲	۰/۳۱۲
Normality	۱/۷۴۵۱	۰/۴۱۸	-	-	۱/۸۰۶۵	۰/۴۰۵	-	-
Heteroscedasticity	۰/۴۶۵۵	۰/۴۹۵	۰/۴۴۱۳	۰/۵۱۲	۰/۰۷۱۰	۰/۷۹۰	۰/۰۶۶۶	۰/۷۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آن‌جایی‌که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگتر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین فرضیه‌ی صفر این آزمون‌ها مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل‌های برآوردی فروض کلاسیک را تأمین می‌کند.

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های مجموع پسماند تجمعی بازگشتی[۳۶] (CUSUM)، مجذور پسماند تجمعی بازگشتی [۳۷] (CUSUMSQ) را که منعکس کننده‌ی ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند، انجام شده است. این آزمون که توسط هنسن[۳۸] (۱۹۹۲) ارائه شد ، بیان می‌کند پارامترهای تخمین زده شده در یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند؛ از این‌روانجام آزمون ثبات پارامتری ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ که توسط براون و دیگران[۳۹] (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده خواهد شد. اگر نمودارهای ارائه شده، داخل فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ باشند، فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودارها از فاصله‌ی اطمینان بیرون زده باشند یا به‌عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند، فرضیه‌ی صفر را می‌توان رد کرد.

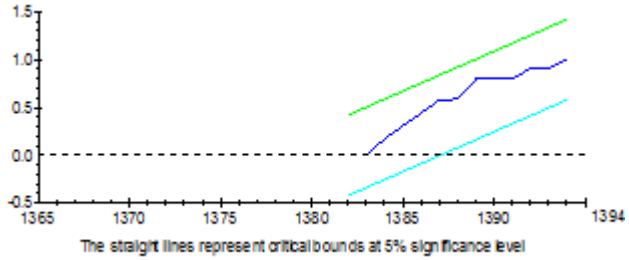
نمودار ۱: Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

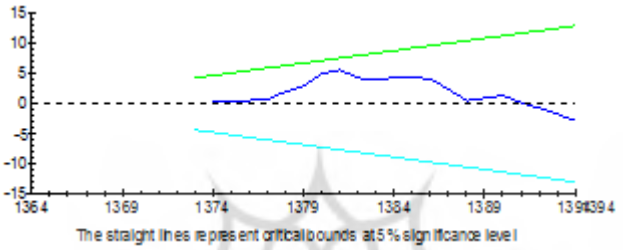
[36] Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)
[37] Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMQ)
[38] Hansen
[39] Brown et al.

نمودار ۲: Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

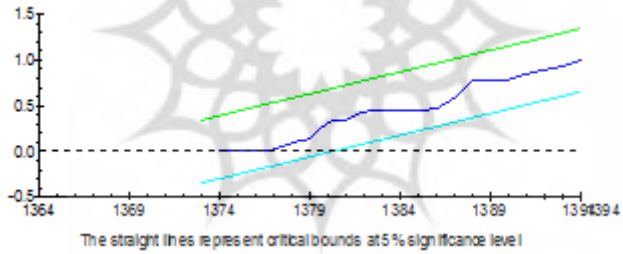


توضیحات: نمودار ۱ نشان‌دهنده‌ی آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM) مربوط به ثبات ساختاری مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی و نمودار (۲) نشان‌دهنده‌ی آزمون مجذور پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMSQ) مربوط به ثبات ساختاری مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی است. .
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: Plot of Cumulative Sum of Recursive Residuals



نمودار ۴: Plot of Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals



توضیحات: نمودار ۳ نشان‌دهنده آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM) مربوط به ثبات ساختاری مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی و نمودار ۴ نشان‌دهنده آزمون مجذور پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMSQ) مربوط به ثبات ساختاری مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی می‌باشد.
مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود در هر دو مدل برآوردی، هر دو نمودار در بین دو خطی هستند که ناحیه‌ی بحرانی را در سطح خطای ۵٪ تعیین کرده‌اند؛ بنابراین

در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان گفت که مدل‌ها از ثبات ساختاری برخوردار است.

۴-۵- برآورد مدل‌های بلندمدت

در برآورد مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی، آماره محاسباتی برابر با ۴/۴۶- است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر (۴/۱۶- در سطح ۹۰ درصد) بزرگ‌تر است و در مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی، آماره محاسباتی برابر با ۵/۸۴- است که در این حالت نیز، قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده، توسط بنرجی، دولاو و مستر (۵/۳۷- در سطح ۹۹ درصد) بزرگ‌تر است؛ بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت در هر دو مدل پذیرفته می‌شود. نتایج برآورد مدل‌های بلندمدت در جداول ۶ و ۷ ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین رابطه‌ی بلندمدت مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی (متغیر وابسته: انتشار CO_2)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم فساد مالی و اداری	۰/۷۲۶۱	۰/۲۲۷۱	۳/۱۹۷۸	۰/۰۰۷
لگاریتم تراکم نسبی جمعیت	۲۷/۱۶۲۸	۰/۳۶۱۲	۳/۲۴۸۷	۰/۰۰۶
لگاریتم درآمد سرانه	۲/۳۹۹۶	۲/۲۰۳۱	۲/۳۸۹۲	۰/۰۱۱
لگاریتم مربع درآمد سرانه	-۰/۳۲۰۹	۰/۱۸۷۹	-۱/۹۰۷۹	۰/۰۲۶
لگاریتم مصرف انرژی	۴/۴۲۰۱	۱/۳۷۰۴	۳/۲۲۵۵	۰/۰۰۷
لگاریتم صنعتی شدن	۰/۶۷۷۹	۰/۳۲۴۸	۱/۸۸۶۷	۰/۰۵۷
لگاریتم شهرنشینی	۶/۱۶۶۶	۳/۹۰۱۵	۱/۵۸۰۶	۰/۰۳۸
عرض از مبدأ	-۳۷/۳۰۲۴	۲۱/۴۰۲۴	-۱/۷۴۲۹	۰/۱۰۵
روند	-۰/۱۴۹۴	۰/۰۸۰۳	-۱/۸۵۹۱	۰/۰۸۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد اثرات مستقیم فساد بر آلودگی در بلندمدت نشان می‌دهد، با افزایش فساد در کشور، انتشار CO_2 به میزان ۰/۷۲ درصد افزایش معناداری خواهد داشت. دلیل این رابطه را می‌توان این‌گونه بیان کرد؛ با افزایش فساد در اجرای مقررات زیست‌محیطی، اتلاف مصرف انرژی افزایش می‌یابد. لذا آلودگی نیز افزایش می‌یابد. نمونه‌ی بارز آن ساخت‌وسازهای انجام گرفته در طبیعت که با مجوزهای ساختگی، رشوه و فساد اداری انجام شده است.

با افزایش نسبت جمعیت به مساحت کشور (تراکم نسبی)، انتشار CO_2 به

میزان ۲۷/۱۶ درصد افزایش می‌یابد؛ از این‌رو، انتشار آلودگی به شدت با نسبت تراکم جمعیت رابطه‌ی مستقیم و معناداری دارد؛ همچنین شهرنشینی نیز دارای رابطه‌ی مستقیم و معناداری با انتشار CO_2 است؛ لذا لزوم توجه به افزایش جمعیت شهری و استفاده‌ی بهینه از انرژی در بلندمدت، بیش از پیش آشکار می‌شود. با افزایش درآمد سرانه، آلودگی روند مثبت و معناداری خواهد داشت؛ ولی با رسیدن به نقطه‌ی بهینه درآمد سرانه این رابطه معکوس می‌شود. به‌عبارتی با افزایش درآمد سرانه، انتشار CO_2 به میزان ۲/۳۹ درصد افزایش می‌یابد؛ ولی با افزایش مربع درآمد سرانه ۰/۳۲ درصد انتشار CO_2 کاهش می‌یابد و این نتیجه دال بر تأیید فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس و رابطه‌ی U شکل معکوس بین درآمد سرانه و آلودگی است. با افزایش مصرف انرژی، انتشار CO_2 به میزان ۴/۴۲ درصد افزایش معناداری خواهد داشت و این نشان از اتلاف مصرف انرژی یا استفاده از انرژی‌های ناپاک در کشور است. شاخص صنعتی شدن در یک کشور نشان از رشد اقتصادی بالای آن کشور دارد؛ ولی همین شاخص اگر با تکنولوژی‌های زیست‌محیطی همراه نباشد، باعث انتشار آلاینده‌ها خواهد شد. نتایج حاصل از برآورد مدل، حاکی از آن است که تکنولوژی‌های موجود در بخش صنعت ایران نیز دارای اثرات مخرب زیست‌محیطی است؛ بنابراین در بلندمدت با افزایش این شاخص در کشور، انتشار CO_2 ۰/۶۷ درصد افزایش می‌یابد. روند متغیرهای موردبررسی در بلندمدت نزولی و در سطح ۹۰ درصد معنادار است.

جدول ۷: نتایج حاصل ازتخمین رابطه‌ی بلندمدت مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی (متغیر وابسته: درآمد سرانه)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
لگاریتم فساد مالی و اداری	-۰/۲۷۳۸	۰/۱۰۶۳	-۲/۵۷۵۷	۰/۰۱۷
لگاریتم سرمایه‌گذاری سرانه	۰/۴۷۳۶	۰/۱۰۷۳	۴/۴۱۱۳	۰/۰۰۰
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۳۶۳۳	۰/۸۴۳۲	۱/۴۳۰۹	۰/۰۷۱
لگاریتم رشد جمعیت	۰/۱۳۳۷	۰/۱۴۱۶	۱/۹۴۴۲	۰/۰۵۵
لگاریتم مصرف انرژی	۱/۵۲۰۷	۰/۳۹۹۸	۳/۸۰۳۴	۰/۰۰۱
عرض از مبدأ	-۶/۰۴۱۷	۱/۹۹۳۳	-۳/۰۳۱۱	۰/۰۰۶
روند	-۰/۰۷۱۴	۰/۰۴۶۵	-۱/۵۳۵۴	۰/۱۳۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۷، اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی از کانال رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. با افزایش فساد مالی و اداری، درآمد سرانه در بلندمدت به میزان ۰/۲۷

درصد کاهش معناداری خواهد داشت و در نتیجه با کاهش درآمد سرانه به‌عنوان شاخصی از رشد اقتصادی، هزینه‌های کنترل و کاهش آلودگی در کشور افزایش می‌یابد و مردم قادر به استفاده از وسایل کاهنده‌ی آلودگی نیستند؛ از این‌رو انتظار می‌رود حجم انتشار آلاینده‌ها افزایش یابد؛ ولی نکته‌ی قابل توجه آن است که اثرات مستقیم فساد بیشتر از اثرات غیرمستقیم آن بر آلودگی اثرگذار است.

با افزایش سرمایه‌گذاری به ازای هر کارگر و نسبت شاغلین دارای تحصیلات عالی به کل (شاخص سرمایه انسانی)، درآمد سرانه در بلندمدت افزایش می‌یابد؛ از این رو طبق مبانی نظری تابع رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری و اشتغال دارای رابطه‌ی مثبت با درآمد هستند. به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری و اشتغال، درآمد سرانه به ترتیب ۰/۴۷ و ۰/۳۶ افزایش می‌یابد. با افزایش جمعیت و مصرف انرژی، درآمد سرانه نیز افزایش می‌یابد؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی در رشد جمعیت و مصرف انرژی، درآمد سرانه به ترتیب ۰/۱۳ و ۱/۵۲ درصد افزایش می‌یابد. روند متغیرهای مورد بررسی در این مدل نیز، نزولی است.

۴-۶- برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

برای مقایسه‌ی رفتار کوتاه‌مدت متغیرها با مقادیر بلندمدت، از الگوی تصحیح خطای مرتبط با رابطه‌ی کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست آمده اگر ضریب ECM از نظر آماری معنی‌دار و منفی باشد، بیانگر سرعت تعدیل بالاست؛ همچنین معنی‌دار بودن ضریب ECM نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگوهای برآوردی است. براساس نتایج ارائه شده، ضریب ECM(-1) در مدل اثرات مستقیم فساد مالی بر آلودگی برابر ۰/۶۵- و در مدل اثرات غیرمستقیم برابر با ۰/۷۵- است و این امر نشان‌دهنده‌ی آن است که در صورت بروز شوک‌های ناگهانی در کوتاه‌مدت، در هر دوره ۶۵ و ۷۵ درصد از اثر شوک‌های وارده به ترتیب به آلودگی و درآمد سرانه تعدیل می‌شود و تقریباً در طول دو دوره الگوی کوتاه‌مدت به سمت الگوی بلندمدت همگرا خواهد شد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها به روش تصحیح خطای برداری در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا

مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی (متغیر وابسته: انتشار CO_2)				مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی(متغیر وابسته:درآمد سرانه)			
متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح احتمال	متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح احتمال
D(LCORR)	۰/۲۸۷۷	۳/۱۶۱۳	۰/۰۰۵	D(LCORR)	-۰/۰۳۰۵	-۰/۳۱۲۰	۰/۷۵۸
D(LPOP)	۱۷/۷۶۳۳	۴/۶۸۷۹	۰/۰۰۰	D(LCFC)	۰/۳۵۵۹	۳/۶۶۷۸	۰/۰۰۱
D(LGDP)	۲/۳۳۱۵	۱/۶۶۷۲	۰/۱۱۳	D(LEM)	۰/۲۷۳۰	۱/۴۵۳۴	۰/۰۵۴
D(LGDP2)	-۱/۲۰۹۸	-۱/۸۰۹۸	۰/۰۸۷	D(LPGR)	۰/۱۰۰۵	۱/۹۷۴۶	۰/۰۴۰
D(LEC)	۱/۶۵۳۵	۳/۷۹۷۶	۰/۰۰۱	D(LEC)	۱/۱۴۲۸	۲/۹۹۹۰	۰/۰۰۶
D(LINDUST)	۰/۰۱۲۶	۰/۰۹۱۱	۰/۹۲۸	D(C)	-۴/۵۴۰۳	-۳/۰۵۳۰	۰/۰۰۶
D(UR)	۲۳/۸۹۸۷	۲/۳۳۱۹	۰/۰۳۲	D(T)	-۰/۰۵۳۶	-۱/۸۱۳۶	۰/۰۸۳
D(C)	-۲۴/۳۹۴۱	-۱/۹۴۲۹	۰/۰۶۸	ECM(-1)	-۰/۷۵۱۵	-۵/۸۴۴۰	۰/۰۰۰
D(T)	-۰/۰۹۷۷	-۲/۲۳۱۰	۰/۰۳۹	۱۲/۳۱۴۵F= (۰/۰۰۰۰)			
ECM(-1)	-۰/۶۵۳۹	-۴/۴۶۶۱	۰/۰۰۰	R^2= ۰/۷۹۶۶			
۸/۱۰۶۰F= (۰/۰۰۰۰) R^2= ۰/۸۷۲۷ $\bar{R}^2$= ۰/۷۱۶۱				$\bar{R}^2$= ۰/۷۲۲۷			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مسأله‌ی بحران‌های زیست‌محیطی در سال‌های اخیر در محافل علمی اهمیّت زیادی پیدا کرده، زیرا طی سال‌ها عوامل متعددی از جمله فساد مالی و اداری باعث تخریب محیط‌زیست شده است. دلایل وجود فساد در بخش زیست‌محیطی شامل یک سری دلایل رایج است که به هر بخش دیگری نسبت داده می‌شود. سیستم قانون‌گذاری ناکافی، کمبود احترام به تساوی افراد در برابر قانون، دموکراسی ضعیف، قدرت وسیعی که به مقامات رسمی داده می‌شود، جواب‌گویی و مسئولیت‌پذیری پایین، شفاف‌سازی ضعیف و انگیزه‌های ناخوشایند و ضعف مسئولین از عوامل ایجاد فساد هستند. فساد در بخش زیست‌محیطی از طریق مشاجرات بین منافع خصوصی در درآمدی که از طریق منابع زیست‌محیطی می‌تواند به دست آید و منافع عمومی که در یک محیط‌زیست سالم به دست می‌آید، ایجاد می‌شود (ولسچ، ۲۰۰۴).

به دلیل اهمیّت نقش فساد در تخریب زیست‌محیطی، در این مقاله تلاش شد به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم فساد مالی و اداری بر انتشار CO_2 طی دوره‌ی زمانی ۱۳۹۴-۱۳۶۳ و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته شود. برخلاف سایر پژوهش‌های تجربی که عموماً برای

کشورهای مختلف جهان از جمله ایران انجام شده است، در این مطالعه تمرکز اصلی بر کشور ایران قرار گرفت تا نتایج به‌دست آمده تنها برای ایران تحلیل و تفسیر شوند. نتایج حاصل از اثرات مستقیم نشان داد فساد مالی و اداری موجب افزایش انتشار CO_2 در بلندمدت خواهد شد. نتایج حاصل از اثرات غیرمستقیم نیز نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی منفی بین فساد و درآمد سرانه (شاخصی از رشد اقتصادی) در بلندمدت است که از این متغیر به عنوان واسطه بین فساد و آلودگی استفاده شده است. درآمد سرانه نیز به نوبه‌ی خود باعث افزایش آلودگی خواهد شد؛ ولی بعد از رسیدن به سطح آستانه، افزایش آن منجر به کاهش آلودگی خواهد شد. این نشان از تأیید فرضیه‌ی کوزنتس برای ایران دارد.

نکته‌ی بارز در این پژوهش، سهم بالای اثرات مستقیم فساد بر آلودگی نسبت به اثرات غیرمستقیم است؛ از این‌رو پیشنهاد می‌شود با نظارت بیشتری مسئولان کشور به کنترل فساد بپردازند. مشکل فساد حل نمی‌شود مگر آنکه عوامل و ریشه‌های بروز این پدیده کشف شود؛ از این‌رو برای جلوگیری از گسترش فساد باید تلاش‌هایی در جهت آگاهی‌بخش مردم صورت گیرد تا زمینه‌های کاهش فساد در جامعه ایجاد شود؛ علاوه بر این، اقداماتی نظیر شفافیت قوانین و مقررات مرتبط با محیط‌زیست و برخورد بدون تبعیض با عاملین اقتصادی آلوده‌کننده محیط‌زیست می‌تواند راهکارهایی برای کاهش آلودگی در ایران باشد.

علاوه بر این نتایج سایر متغیرها در بلندمدت نیز به شرح زیر است:

- رابطه‌ی مصرف انرژی با انتشار CO_2 مثبت و معنادار شده است؛ از این‌رو لزوم توجه به بهره‌وری انرژی از طریق توسعه‌ی انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر، افزایش راندمان انرژی لوازم خانگی، اصلاح مصرف سوخت در خودروهای شخصی و حمل‌ونقل عمومی، استانداردسازی مصالح ساختمانی و غیره بیش از پیش آشکار می‌شود.
- شاخص صنعتی شدن دارای رابطه‌ی مثبت و معناداری با آلودگی است؛ لذا پیشنهاد می‌شود از تعداد واحدهای صنعتی دارای آلودگی بالا در فرایند صنعتی شدن کاهش یابد و یا از تکنولوژی‌های پاک برای این بخش اقتصادی استفاده شود.
- شهرنشینی و تراکم نسبی جمعیت، دارای رابطه‌ی مثبت با انتشار CO_2 هستند؛ به همین دلیل ترویج استفاده از حمل‌ونقل عمومی جهت جابه‌جایی

مسافران در داخل و خارج از شهرها می‌تواند به کاهش آلودگی کمک به‌سزایی نماید. لزوم به کارگیری این اقدام در سرمایه‌گذاری و توسعه‌ی ناوگان حمل‌ونقل عمومی کشور است.

همچنین نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای برداری، نشان از سرعت بالای تعدیل متغیرها از دوره‌ی کوتاه به بلندمدت را دارد؛ به‌طوری که در مدل اثرات مستقیم فساد بر آلودگی این سرعت تعدیل ۶۵ درصد و در مدل اثرات غیرمستقیم فساد بر آلودگی سرعت تعدیل ۷۵ درصد است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

- اصغری، مریم، سهیلا مهری و علی اسماعیلی. (۱۳۹۳). «نقش فساد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت محیط‌زیست»، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ۱۴: صص ۱۵۰-۱۳۱.
- اندرودی، مهرداد. (۱۳۸۰). اصول و روش‌های مدیریت محیط‌زیست، چاپ اول، انتشارات کنگره، ، ۱۸۶-۳۰.
- حیدرزاده، نیما. (۱۳۸۲). «محیط‌زیست: جایگاه قانونی شهرداری‌ها در مدیریت محیط‌زیست شهری»، فصلنامه مدیریت شهری، ۱۳: صص ۷۷-۶۴.
- ذوالقدر، اسفندیار. (۱۳۸۶). «محیط‌زیست و توسعه پایدار؛ حفظ محیط‌زیست برای نسل آینده»، ماهنامه توسعه، ۲۰.
- عاقلی، لطفعلی، حسین صادقی و آرش اسوار. (۱۳۹۳). «تأثیر دموکراسی بر آلودگی محیط‌زیست: شواهدی از کشورهای منتخب صادرکننده نفت». فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). ۱۱(۲): صص ۴۰-۲۱.
- فرهادی‌نژاد، محسن. (۱۳۸۸). «فساد اداری و شیوه‌های کنترل آن»، دومین همایش علمی و پژوهشی نظارت و بازرسی.
- فطرس، محمدحسن، هادی غفاری و آزاده شهبازی. (۱۳۸۹). «مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت». پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱(۱): صص۷۷-۵۹.
- کلارک، استیون. (۱۳۸۷). اخلاق‌زیستی. ترجمه محمدحسن محمدی مظفر، چاپ اول، انتشارات باشگاه اندیشه.
- مداح، مجید و مریم عبدالعی. (۱۳۹۱). ا«ثر کیفیت نهادها بر آلودگی محیط‌زیست در چارچوب منحنی کوزنتس با استفاده از الگوهای پانل ایستا و پویا (مطالعه موردی: کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)». فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی، ۲(۵): صص۱۸۶-۱۷۱.

- Arrow, K., B. Bolin, R. Costanza, P. Dasgupta, C. Folke, C.S. Holling, R. Jansson, S. Levin, K.G. Maler, C.H. Perrings & D. Pimentel. (1995). Economic Growth, Carring Capacity and The Environment. Ecological Economics, 15(2): 91-15.
- Biswas, A.K., M.R. Farzanegan & M. Thum. (2012). Pollution, Shadow Economy and Corruption: Theory and Evidence. Ecological Economics. 75:114–125.
- Cole, M.A. (2007). Corruption, Income and The Environment: An Empirical Analysis. Ecological Economics. 62 (3): 637–647.
- Damania, R., P.G. Fredriksson, & J.A. List. (2003). Trade

Liberalization, Corruption and Environmental Policy Formation: Theory And Evidence. Journal of Environmental Economics and Management, 46 (3): 490–512.

- Desai, U. (Ed.). (1998). Ecological Policy and Politics in Developing Countries: Growth, Democracy and Environment. State University of New York Press, Albany.
- Duran, D.C., L.M. Gogan, A. Artene & V. Duran. (2015). The Components of Sustainable Development - A Possible Approach. Procedia Economics and Finance. 26: 806 – 811
- Environmental Investigation Agency and Telapak. (2003). Above the law: Corruption, collusion, nepotism and the fate of Indonesia's forests. London, New York, Bogor, Indonesia: Authors.
- Fredriksson, P.G., H.R. Vollebergh & E. Dijkgraaf. (2004). Corruption and Energy Efifciency in OECD Countries: Theory and Evidence. Journal of Environmental Economics and Management, 47 (2): 207–231.
- Lopez, R. & S. Mitra. (2000). Corruption, Pollution, and the Kuznets Environment Curve. Journal of Environmental Economics and Management, 40 (2): 137–150.
- Lopez, R. (1994). The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization. Journal of Environmental Economics and Management, 27 (2): 163–185.
- Ozturk, I. & U. Al-Mulali. (2015). Investigating the Validity of The Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Cambodia. Ecol. Indic. 57: 324–330.
- Payne, R. A. (1995). Freedom and Environment. Journal of Democracy 6(3): 41-55.
- Pellegrini, L. & R. Gerlagh. (2006). Corruption, Democracy, and Environmental Policy: An Empirical Contribution to The Debate. J. Environ. Dev. 15 (3): 332–354.
- Welsch, H. (2004). Corruption, Growth and The Environment: A Cross-Country Analysis. Environment and Development Economics, 9: 663–693.
- Zhang, Y. et al. (2016). The Effect Of Corruption On Carbon Dioxide Emissions in APEC Countries: A Panel Quantile Regression Analysis. Technological Forecasting & Social Change, 112: 220-227.