

تخمین منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران: رهیافت پارامتریک و ناپارامتریک

سمیه اعظمی

استادیار، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی، گروه اقتصاد (نویسنده مسئول)

sazami_econ@yahoo.com

مریم شرفی

استادیار، دانشگاه رازی، دانشکده علوم، گروه آمار

mmaryamsharafi@gmail.com

فرشته مرادیان

کارشناس ارشد، دانشگاه رازی، دانشکده علوم اجتماعی، گروه اقتصاد

f.moradian7@gmail.com

هدف این مقاله بررسی یک رابطه سیستماتیک میان آلودگی زیست محیطی و توسعه اقتصادی در ایران است. منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) رابطه‌ای تجربی برای نشان دادن ارتباط میان آلودگی‌های زیست محیطی و درآمد و رشد اقتصادی است. با آزمون فرضیه EKC این پرسش به صورت ضمنی پاسخ داده می‌شود که آیا درآمد سرانه بالا و رشد به کاهش آلودگی منجر می‌شود. این بررسی یکبار با داده‌های سری زمانی (کشور ایران) و بار دیگر با داده‌های پانل (استان‌های ایران) انجام می‌شود. نتایج تخمین ناپارامتریک در داده‌های سری زمانی (داده‌های کشور ایران) و تخمین پارامتریک در داده‌های پانل (داده‌های استانی) اشاره به وجود الگوی EKC در ایران دارند. تأیید تجربی الگوی EKC در ایران حکایت از آن دارد افزایش درآمد به تدریج بتواند با فعال نمودن سازوکارهایی از جمله مالیات بر آلودگی، وضع مقررات و قوانین کنترل، گروه‌های سبز آلودگی‌های زیست محیطی حاصل از مراحل اولیه رشد اقتصادی را پاک کرده و از شدت آن بکاهد.

طبقه‌بندی JEL: O₄₄, O₁₃, C₂₃, C₁₄

واژگان کلیدی: منحنی زیست محیطی کوزنتس، تخمین ناپارامتریک، تخمین پارامتریک، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۸

۱. مقدمه

در ۶۷ امین نشست سالیانه انجمن اقتصادی امریکا در دسامبر ۱۹۵۴، سیمون کوزنتس^۱ (۱۹۵۵) نطقی را با عنوان "رشد اقتصادی و نابرابری درآمد" ایراد کرد. وی بیان نمود در ابتدا با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد اما پس از رسیدن به نقطه‌ای (نقطه برگشتی)^۲ با افزایش درآمد سرانه نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. به عبارتی دیگر، در مراحل اولیه رشد درآمد، توزیع درآمد نابرابرتر می‌شود اما با ادامه رشد اقتصادی این توزیع به سمت برابری بیشتر حرکت می‌کند. این ارتباط در حال تغییر میان درآمد سرانه و نابرابری درآمد به وسیله یک منحنی U معکوس^۳ که معروف به منحنی کوزنتس است نشان داده می‌شود. در سال ۱۹۹۱ منحنی کوزنتس به گونه دیگر مطرح شد. گراسمن و کروگر^۴ (۱۹۹۱) عنوان کردند که با افزایش درآمد در سطوح پایین‌تر درآمد برخی آلاینده‌ها افزایش می‌یابد اما در سطوح بالاتر پس از رسیدن به یک نقطه برگشتی افزایش درآمد منجر به کاهش سطح آلودگی می‌شود. پانایوتو^۵ (۱۹۹۳) این الگوی U معکوس را منحنی زیست محیطی کوزنتس^۶ (EKC) نامید. EKC رابطه U معکوس میان درآمد سرانه و کیفیت محیط زیست را بیان می‌کند. در مراحل اولیه رشد اقتصادی، انتشار آلودگی افزایش می‌یابد و کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد، اما پس از رسیدن به نقطه برگشتی رشد اقتصادی منجر به بهبود محیط زیست می‌شود.

بعد از کارهای مشهور گراسمن و کروگر (۱۹۹۱)، شافیک و باندیوپادیای^۷ (۱۹۹۲)، پانایوتو (۱۹۹۳) و سلدن و سونگ^۸ (۱۹۹۴) تعداد بسیار زیادی از مطالعات تجربی و تئوریک به بررسی

-
1. Simon Kuznets
 2. Turning Point
 3. Inverted-U Curve
 4. Grossman and Krueger
 5. Panayotou
 6. Environmental Kuznets Curve
 7. Shafik and Bandyopadhyay
 8. Selden and Song

رابطه U معکوس آلودگی سرانه و GDP سرانه اختصاص یافتند. البته یک دیدگاه واحدی در ارتباط با وجود فرضیه زیست محیطی کوزنتس وجود ندارد و مطالعات تجربی موجود نتایج متناقضی در زمینه شواهد تجربی فرضیه EKC برای انتشار CO_2 در طول سه دهه اخیر نشان می‌دهد. به منظور تجزیه و تحلیل ارتباط میان انتشار CO_2 و سطح توسعه اقتصادی با استفاده از یک مدل پارامتریک، برخی مطالعات از رگرسیون‌های مربع و برخی از رگرسیون‌های مکعب استفاده کرده‌اند. یک مسئله جدی در مطالعات تجربی با استفاده از مدل رگرسیون پارامتریک آن است که برخی از الگوهای پارامتریک به دلیل تورش تصریح ممکن است نتایج گمراه کننده‌ای را منجر شود. از این روی در این موارد رهیافت انعطاف پذیرتر ناپارامتریک مرجح است.

در این مطالعه به منظور بررسی ارتباط میان آلودگی و توسعه اقتصادی یکبار از داده‌های سری زمانی (داده‌های کشور ایران) و بار دیگر، از داده‌های پانل (داده‌های استان‌های ایران) استفاده می‌شود. در مقایسه با مطالعات قبلی قابل ذکر است که اولاً، هم مدل پارامتریک و هم مدل ناپارامتریک برآورده شده است و ثانیاً از داده‌های ایران و استان‌های ایران هر دو استفاده شده است. آلاینده مورد بررسی، آلاینده CO_2 است. مطالعات تجربی بر آلاینده‌های مختلفی به عنوان جانشینی برای آلودگی زیست محیطی متمرکز شده‌اند، در میان این معیارهای مختلف، شاخص انتشار دی اکسید کربن برجسته‌ترین معیار در میان معیارهای اندازه‌گیری آلودگی زیست محیطی است. چون CO_2 منجر به مسائلی از قبیل گرمای جهانی، افزایش سطح آب دریاها و نابودی گیاهان و حیوانات می‌شود.

در ادامه، ادبیات تحقیق مطرح می‌شود. بخش سوم مقاله به روش شناسی پژوهش اختصاص دارد. تجزیه و تحلیل داده و برآورد مدل به ترتیب موضوع بخش چهارم و پنجم است. در پایان نتیجه‌گیری مطرح می‌شود.

۲. ادبیات تحقیق

با فرض سایر شرایط ثابت، رشد اقتصادی برای محیط زیست خوب نیست و یا بد است. این با اولین قانون ترمودینامیک مرتبط است که بیان می‌کند هیچ ماده‌ای از بین نمی‌رود. بنابراین، با

افزایش فعالیت‌های اقتصادی، مواد بیشتری به کالاهای دیگر و ضایعات و آلودگی تبدیل می‌شود. این اثر که اثر مقیاس نامیده می‌شود توضیح می‌دهد که چرا آلودگی با افزایش درآمد در سطوح پایین درآمد افزایش می‌یابد. اما چرا در سطوح بالای درآمد ممکن است آلودگی کاهش یابد. در ادامه چندین نیروی خنثی کننده که ممکن است آلودگی را در سطوح بالاتر درآمد کاهش دهد توضیح می‌دهیم.

اولین دلیل ممکن از منحنی زیست محیطی کوزنتس نرمال بودن کیفیت محیط زیست به عنوان یک کالا است به این معنی که با افزایش درآمد تقاضا برای کیفیت محیط زیست افزایش یابد. تنها موقعی که نیازهای اولیه حاصل شود (با افزایش درآمد) منابع اضافی به مبارزه با آلودگی اختصاص می‌یابد. از طرف دیگر، با افزایش درآمد، کالای غیر مادی و معنوی از قبیل کیفیت محیط زیست مهم‌تر می‌شوند. دلیل دیگر آن است که با افزایش درآمد، متوسط آموزش افزایش می‌یابد، هشدارهای زیست محیطی، ترس از به خطر افتادن سلامت محیط زیست و نگرانی از کاهش امید به زندگی مطابق با آن افزایش می‌یابد. با افزایش دستمزد هزینه فرصت روزهای کاری از دست رفته در نتیجه مسایل و مشکلات سلامتی افزایش می‌یابد.

دلیل دیگری که می‌تواند منحنی زیست محیطی کوزنتس (برای یک آلاینده خاص) را تبیین کند، جانشینی میان آلاینده‌هاست. اگر دولت تنها برای برخی آلاینده‌ها مقررات تنظیم کند، بنگاه‌ها آلاینده‌هایی که برای آنها مقررات تنظیم نشده است را جایگزین می‌کنند. دلیل این جانشینی آن است که بنگاه‌ها همه ابتکار و توجه‌شان را بر آلاینده‌های مقرراتی متمرکز می‌کنند و بنابراین، بدون اطلاع و آگاهی از آلاینده‌های مقرراتی نشده ممکن است منجر به انتشار مواد شیمیایی شوند که تاکنون منتشر نشده است. سرانجام، تکنولوژی‌های کاهش آلاینده در حالی که کاهش دهنده آلاینده‌های مشخصی هستند ممکن است آلاینده‌های دیگری ایجاد کنند.

پیشرفت فنی در مسیر آلودگی با اهمیت است. پیشرفت فنی با رشد اقتصادی مرتبط است چون با رشد اقتصادی سریع، سرمایه جدید خیلی زود به کار می‌رود و یا با سرمایه قدیمی جایگزین می‌شود. به هر حال، معلوم نیست که پیشرفت فنی انتشار آلاینده‌ها را کاهش می‌دهد یا افزایش. با

سیاست‌های مناسب، پیشرفت فنی در جهت دوستی با محیط زیست حرکت خواهد کرد. وقتی که تکنولوژی‌های کاهش آلودگی یا تکنولوژی‌های تولیدی پاک‌تر قابل دسترس‌تر می‌شوند، رشد بدون آلودگی ممکن است.

یک توضیح دیگر از منحنی زیست محیطی کوزنتس آن است که همراه با بازدهی‌های فزاینده، یک اقتصاد بزرگ‌تر می‌تواند آلودگی را در هزینه‌های متوسط پایین‌تر کاهش دهد. بنابراین، یک اقتصاد در حال رشد سرانجام می‌تواند آلودگی‌اش را کاهش دهد.

تغییر ساختاری توجه دیگری از منحنی زیست محیطی کوزنتس است. مردمی که در سطح امرار معاش زندگی می‌کنند تقریباً هیچ آلاینده‌ای تولید نمی‌کنند. با رشد کشورها، کشاورزی تقویت می‌شود و صنعت توسعه پیدا می‌کند و آلودگی‌های بیشتری ایجاد می‌شود. بالعکس، هنگامی که کشور ثروتمندتر می‌شود و بخش خدمات به سرعت گسترش می‌یابد، آلودگی دوباره کاهش می‌یابد. بنابراین، بزرگ و کوچک شدن بخش صنعت می‌تواند منحنی زیست محیطی کوزنتس را تبیین کند. بعلاوه، ساختار درون بخش صنعت تغییرات انتشار آلودگی را به خوبی توضیح می‌دهد. اول آنکه، همان‌طور که درآمد افزایش می‌یابد، ترکیب صنایع کارخانه‌ای از سبک به سنگین جابجا می‌شود؛ حرکت از صنایع نسبتاً تمیز از قبیل غذا و نساجی به صنایع آلوده کننده از قبیل پتروشیمی، معدن، فلز و ماشین. دوم آنکه، در سطوح درآمدی بالاتر، صنایع با فناوری بالا که کمتر آلوده کننده هستند و نیز فعالیت‌های تحقیقاتی گسترش می‌یابند.

سرانجام، صنایع کثیف ممکن است از کشورهای ثروتمند به کشورهای با درآمد متوسط مهاجرت کنند. مهاجرت به کاهش آلودگی در کشورهای با درآمد بالا و افزایش آلودگی در کشورهای با درآمد متوسط منجر می‌شود. بنابراین، مهاجرت می‌تواند یافته‌های منحنی زیست محیطی کوزنتس را که در مطالعات مقطعی کشورها استخراج شده است توضیح دهد.

در ادامه به بررسی مطالعات انجام شده در زمینه منحنی زیست محیطی کوزنتس پرداخته می‌شود. اولین مطالعه تجربی درباره EKC توسط گروسمن و کروگر در سال ۱۹۹۱ انجام گرفته است. آنها در مطالعه‌ای به منظور ارزیابی اثرات زیست محیطی تجارت آزاد آمریکای شمالی ارتباط میان آلودگی و رشد اقتصادی را در یک رگرسیون درجه سه (رگرسیون مکعب) بررسی کردند. نتایج

نشان داد که رابطه تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان انتشار SO_2 به صورت N است. شافیک و باندیوپادی (۱۹۹۲) با استفاده از رگرسیون پارامتری به این نتیجه رسیدند که نقطه اوج منحنی برای SO_2 دیرتر از ذرات جامد به وقوع می‌پیوندد. همچنین در مطالعه خود با فرض ثبات تکنولوژی، سلاقی و سرمایه‌گذاری در محیط زیست، افزایش فعالیت‌های اقتصادی را عامل تخریب محیط زیست تلقی کرده‌اند.

سلدن و سونگ (۱۹۹۴) با استفاده از داده‌های پانل ارتباط U شکل معکوس بین چهار آلاینده مفروض؛ ذرات معلق در هوا، SO_2 ، NO، CO را با تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهند که این تأییدی بر فرضیه EKC می‌باشد. گروسمن و کروگر (۱۹۹۵) ارتباط بین درآمد سرانه و شاخص‌های مختلف زیست محیطی را بررسی می‌کنند. در این مطالعه چهار شاخص آلودگی از جمله آلودگی هوای شهری، آلودگی آب، آلودگی ته‌نشین شده در حوزه رودخانه و آلودگی در اطراف رودخانه توسط فلزات سنگین را در نظر می‌گیرد. نتایج تحقیق نشان دهنده تأیید فرضیه زیست محیطی کوزنتس بوده است. همراه با رشد اقتصادی وضعیت شاخص‌ها ابتدا رو به زوال و سپس رو به بهبودی تغییر می‌کنند. پانیوتو (۱۹۹۷) نتیجه‌گیری می‌کند که اگرچه رشد اقتصادی معمولاً منجر به تخریب محیط زیست در مراحل اولیه می‌شود ولی در نهایت بهترین و احتمالاً تنها راه درمان مشکلات زیست محیطی خواهد بود.

در مطالعه‌ای که توسط استرن^۱ (۲۰۰۴) انجام شده است شواهدی از نقض EKC ارائه شده است. EKC اساساً یک پدیده تجربی است اما ادبیات اقتصادسنجی آن ضعیف است و توجه بسیار کمی به خواص آماری داده‌های استفاده شده و تصریح صحیح مدل شده است، بنابراین نسل جدیدی از تجزیه و تحلیل‌ها و مدل‌های کارا می‌توانند رابطه بین توسعه اقتصادی و کیفیت محیط زیست (فرضیه زیست محیطی کوزنتس) را نقض کنند. آزوماهو، لایسنی و ون^۲ (۲۰۰۶) برای بررسی رابطه بین انتشار CO_2 و تولید ناخالص داخلی سرانه داده‌های پانل ۱۰۰ کشور را در دوره

1. Stern

2. Azomahou, laisney and van

زمانی ۱۹۹۶-۱۹۶۰ مورد استفاده قرار می‌دهند. در طول دوره زمانی مورد مطالعه شواهدی از ثبات رابطه بین انتشار CO_2 و سرانه تولید ناخالص داخلی و وجود یک رابطه شیب‌دار به سمت بالا گزارش می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که کشورهای فقیر و ثروتمند با مسئله آلودگی محیط زیست مواجه‌اند و این بیانگر آن است که توسعه اقتصادی شرایط کافی برای کاهش انتشار CO_2 نیست.

سونگ، ژنگ و تنگ^۱ (۲۰۰۸) طی مطالعه‌ای با استفاده از روش هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی به بررسی رابطه بین آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی در استانهای چین طی سالهای ۲۰۰۵-۱۹۸۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، وجود ارتباط بلندمدت بین آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. وانگ^۲ (۲۰۱۰) یک رویکرد انعطاف پذیر ناپارامتری برای بررسی EKC اتخاذ می‌کند. در میان کشورهای OECD حمایت‌های تجربی از EKC می‌شود، هر چند که برای کشورهای غیر OECD شواهدی مبنی بر تأیید شکل U معکوس وجود ندارد.

اپرگیز و اوزتورک^۳ (۲۰۱۵) آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس را برای ۱۴ کشور آسیایی در دوره ۲۰۰۱-۱۹۹۰ بررسی می‌کنند که شامل ایران نیز می‌باشد. در این مقاله از روش GMM برای آزمون فرضیه EKC استفاده می‌شود. تخمین‌ها دارای علائم مورد انتظار هستند و همچنین از لحاظ آماری معنادار می‌باشند و شواهد تجربی از وجود فرضیه زیست محیطی کوزنتس ارایه می‌شود. چن و چن^۴ (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های پانل برای ۳۱ ایالت چین در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۵ و رویکرد ناپارامتری فرضیه زیست محیطی کوزنتس را مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد رابطه غیر خطی بین انتشار CO_2 و سطح توسعه اقتصادی دارای شکل U معکوس می‌باشد.

در ایران نیز مطالعاتی در خصوص منحنی زیست محیطی کوزنتس انجام شده است. پژویان و مراد حاصل (۱۳۸۶) با استفاده از داده‌های تلفیقی (پانل) ۶۷ کشور با گروه‌های درآمدی متفاوت

1. Seng, Zheng and Tong
2. Wang
3. Apergis and Ozturk
4. Chen and Chen

(شامل ایران) برقراری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای مورد بررسی را تأیید می‌کند. فطرس، غفاری و شهبازی (۱۳۸۹) با استفاده از داده‌های کشورهای عضو اپک در فاصله زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ نشان می‌دهند که در مراحل اولیه رشد اقتصادی این کشورها و همراه با افزایش درآمدهای آنها که عمدتاً ناشی از صادرات نفت و گاز بوده است آلودگی هوا افزایش یافته است، اما با تداوم رشد و واردات تکنولوژی‌های کمتر آلاینده کیفیت زیست‌محیطی این کشورها بهبود یافته است.

مولایی، کاوسی کلاشمی و رفیعی (۱۳۸۹) در پژوهش خود رابطه هم‌جمعی بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار CO_2 سرانه در ایران را طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۴ بررسی نمودند. الگوهای خودرگرسیون با وقفه توزیعی و تصحیح خطا جهت مطالعه رابطه هم‌جمعی یاد شده مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مورد مطالعه ارتباط معناداری وجود دارد. بر اساس نتایج حاصل از الگوی تفاضلی بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار CO_2 سرانه منحنی کوزنتس در دوره مورد مطالعه در ایران وجود دارد. مهربانی بشرآبادی، جلالی اسفندآبادی، باغستانی و شرافتمند (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای تأثیر آزادسازی تجاری بر آلودگی محیط‌زیست در ایران را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که آزادسازی تجاری و درجه باز بودن اقتصاد، آلودگی را کاهش داده و نسبت سرمایه به نیروی کار و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت بر آلودگی دارند. همچنین در این مطالعه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای ایران تأیید می‌کند.

لطفعلی پور، فلاحی و بستم (۱۳۹۱) رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و انتشار CO_2 و دیگر متغیرهای مؤثر را آزمون می‌کنند و با استفاده از الگوی $ARDL$ شکل تبعی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ایران را بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد علی‌رغم ارتباط بلندمدت متغیرهای تحقیق با انتشار CO_2 ، منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای ایران صادق نیست. فلاحی، اصغرپور، بهبودی و پورنظمی (۱۳۹۱) فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از اطلاعات سری زمانی سالانه اقتصاد ایران طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۶۰ و با بهره‌گیری از روش غیر خطی انتقال ملایم

LSTR مورد آزمون تجربی قرار دهند. یافته‌های تجربی تحقیق دلالت بر این دارد که فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

ارباب و عباسی فر (۱۳۹۱) با آزمون منحنی زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به این نتیجه رسیدند که تمام کشورهای توسعه یافته از نقطه بازگشت عبور کرده‌اند در حالی که اکثر کشورهای در حال توسعه همچنان قبل از نقطه بازگشت هستند. آن‌ها میزان درآمد سرانه نقطه بازگشت برای کشورهای در حال توسعه را ۹۰۱ دلار تخمین زدند. صمدی و یارمحمدیان (۱۳۹۱) با بهره‌گیری از آزمون همجمعی کسری فرضیه EKC را برای ۲۷ کشور با درآمد متوسط پایین ارزیابی می‌کنند. با استفاده از آزمون همجمعی کسری، منحنی زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای السالوادور، نیکاراگوئه، ایران، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا شکل معمول و قابل انتظار خود را دارد.

مهرآرا، امیری و حسنی سرخ بوزی (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های ۱۳ کشور عضو اوپک در فاصله زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ فرضیه زیست محیطی کوزنتس را تأیید می‌کند.

اسلاملوئیان، هراتی و استادزاد (۱۳۹۲) به بررسی ارتباط پویا بین رشد اقتصادی و پیامد جنبی آلودگی زیست محیطی با تأکید بر رشد پایدار برای کشور ایران می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد ایران بر مسیر رشد بلندمدت پایدار قرار ندارد. علاوه بر این به نظر می‌رسد که اقتصاد ایران در مراحل اولیه رشد قرار دارد، به طوری که همراه با افزایش درآمد سرانه، کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد.

حری، جلالی و جعفری (۱۳۹۲) نشان می‌دهند توسعه مالی بیشتر در ایران سبب کاهش انتشار CO_2 می‌گردد، به علاوه با افزایش مصرف انرژی در ایران، انتشار CO_2 افزایش می‌یابد. همچنین نتایج تحقیق حاکی از رد فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در بلندمدت در ایران است. مسنن مظفری و صبوچی (۱۳۹۲) در مطالعه خود نشان دادند رابطه بین آلودگی و تولید سرانه رابطه‌ای دو طرفه می‌باشد. در این تحقیق به منظور بررسی رابطه کوزنتس در ایران با استفاده از داده‌های بانک جهانی معادلات سیستمی تخمین زده شدند. نتایج نشان داد در ایران هنوز تولید سرانه به آن سطح

نرسیده که آلودگی کاهش یابد و سپس بینی می‌شود تا هفده سال دیگر هم این کاهش اتفاق نخواهد افتاد.

تمیزی (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های کشورهای در حال توسعه در یک دوره ۲۳ ساله ۱۹۹۲-۲۰۱۴ و با بهره‌گیری از رویکرد بیزی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس مورد آزمون قرار گیرد. نتایج دال بر تأیید این فرضیه در کشورهای در حال توسعه است. استاذزاد و بهلولی (۱۳۹۴)، نشان می‌دهند اقتصاد ایران در قسمت صعودی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس قرار دارد و به منظور رسیدن به نقطه بحرانی منحنی، ۱۲ درصد از کل انرژی باید توسط انرژی‌های تجدیدپذیر تولید شود.

در مطالعه حاضر به منظور بررسی دقیق‌تر فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در ایران سعی شده است که هم از داده‌های ایران (داده‌های سری زمانی) و هم از داده‌های استانی (داده‌های پانل) استفاده شود. بنابراین منحنی زیست‌محیطی کوزنتس یکبار در سطح کشور و یکبار در سطح استان‌های کشور مورد بررسی قرار گرفته است. مشخصه این مطالعه که آن را از سایر مطالعات EKC در ایران متمایز می‌کند استفاده از تخمین ناپارامتری است. با توجه به اینکه تخمین پارامتری در بعضی موارد ما را به نتیجه درست و محکمی نمی‌رساند لذا ما در این مطالعه ابتدا سعی در برآورد منحنی زیست‌محیطی کوزنتس به روش پارامتری داریم، اگر مدل قابل استناد نباشد از تخمین ناپارامتری برای منحنی زیست‌محیطی کوزنتس استفاده می‌کنیم. قابلیت این روش آن است که هیچ شکل خاصی بر مدل وضع نمی‌شود و در واقع به جای برآورد پارامترهای رگرسیونی، خود منحنی برآورد می‌شود.

۳. روش شناسی پژوهش

رگرسیون خطی یکی از قدیمی‌ترین و پر استفاده‌ترین تکنیک‌های آماری است که در ساده‌ترین حالت مقدار مورد انتظار یک متغیر پاسخ را بر حسب یک پیش‌بینی خطی مدل‌سازی می‌کند. یک پیش‌بینی خطی تابعی پارامتری از متغیرهای توضیحی است که روی متغیر پاسخ اثر گذار است. هدف از انجام رگرسیون برآورد رابطه آماری بین متغیر توضیحی X و متغیر پاسخ Y است. هنگامی که یک مدل خطی به داده‌ها برازش دهیم مدل رگرسیون به صورت زیر خواهد بود:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

در عبارت بالا ε_i خطای تصادفی است. در مدل بالا فرض می‌شود X و Y معلومند و فقط پارامترهای β_0 و β_1 نامعلومند. از آنجا که با برآورد این دو پارامتر مدل رگرسیونی برآورد می‌شود، مدل رگرسیونی خطی یک مدل پارامتری نامیده می‌شود. مجموعه داده‌های بسیاری وجود دارند که برازندن یک مدل خطی به آن‌ها مناسب نیست. در این صورت می‌توان برای تلخیص روند متغیر پاسخ به عنوان تابعی از متغیرهای توضیحی از هموارسازها استفاده نمود. ویژگی یک هموار ساز ماهیت ناپارامتری آن است بدین صورت که یک فرم تبعی برای بیان این رابطه به طور مستقیم از داده‌ها حاصل می‌شود، به همین دلیل هموار سازی ابزاری برای رگرسیون ناپارامتری تلقی می‌شود. هموارسازی‌های هسته و هموارسازی‌های اسپلاین نمونه‌هایی از تکنیک‌های هموارسازی هستند. بنابراین، در دنیای پارامتریک، پارامترهایی برآورد می‌شوند که در مدل رگرسیون از پیش تنظیم شده‌اند؛ اما در دنیای ناپارامتریک، بجای پارامترها منحنی رگرسیون تخمین زده می‌شود. در مقایسه با مدل پارامتریک، مدل‌های ناپارامتریک به منظور حل مسائل واقعی در ادبیات انعطاف پذیرتر هستند (میرزایی باغینی و آخوندزاده کاشانی، ۱۳۹۲).

۳-۱. هموارساز هسته^۱

یک سؤال مهم در خیلی از رشته‌های علمی ارتباط میان دو متغیر مستقل X و Y است. تجزیه و تحلیل رگرسیون مرتبط با این سوال است که چگونه Y می‌تواند X را توضیح دهد.

$$Y = m(X) \quad (2)$$

X و Y دو متغیر تصادفی با تابع چگالی احتمالی مشترک $f(x, y)$ هستند. امید شرطی Y با فرض $X = x$ برابر است با:

$$E(Y | X = x) = \int y f(y | x) dy = \int y \frac{f(x, y)}{f_X(x)} dy = m(x) \quad (3)$$

1. Kernel Smoother

که $f(y|x)$ تابع چگالی احتمال شرطی Y با فرض $X = x$ است. $f_X(x)$ تابع چگالی احتمال شرطی نهایی x است. توجه داشته باشید که $E(Y|X=x)$ تابعی از x است. در نتیجه می‌توان این جمله را به صورت $m(x)$ خلاصه کرد که عنوان می‌کند X و Y به طور متوسط چگونه مرتبط هستند. با فرض اینکه مشاهداتی به شکل $\{X_i, Y_i\}, i = 1, \dots, n$ داریم تنها مقادیر ناشناخته در سمت راست معادله زیر $f(x, y)$ و $f_X(x)$ هستند.

$$m(x) = E(Y|X=x) = \int y \frac{f(x, y)}{f_X(x)} dy = \frac{\int y f(x, y) dy}{f_X(x)} \quad (۴)$$

با استفاده از تخمین هسته، $f(x, y)$ و $f_X(x)$ برآورد می‌شود. برای تخمین $f(x, y)$ از تخمین زن چگالی هسته ضرب پذیر استفاده می‌شود. انتگرال توابع هسته‌ای برابر ۱ و اطراف صفر متقارن هستند.

تخمین زننده نادارایا-واتسون (NW) که بسط طبیعی تخمین هسته برای تخمین تابع شرطی انتظاری است به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{m}_h(x) = \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_n(x - X_i) Y_i}{n^{-1} \sum_{j=1}^n K_n(x - X_j)} \quad (۵)$$

تخمین زننده نادارایا - واتسون یک مورد ویژه از یک گروه بزرگتر از تخمین زننده‌های رگرسیونی هسته است. رگرسیون نادارایا - واتسون با برازش حداقل مربعات local constant متناظر است. به منظور بررسی برازش‌های local linear و local polynomial مراتب بالاتر، یک بسط تیلور از تابع امید شرطی $m(\bullet)$ برای t در همسایگی نقطه x در نظر می‌گیریم:

$$m(t) \approx m(x) + m'(x)(t-x) + \dots + m^{(p)}(x)(t-x)^p \frac{1}{p!} \quad (۶)$$

رابطه (۶) رگرسیون چند جمله‌ای local را نشان می‌دهد که برآزش یک چند جمله‌ای در همسایگی x نامیده می‌شود. همسایگی با در نظر گرفتن وزن‌های هسته در مسئله حداقل سازی زیر محقق می‌شود:

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n \{Y_i - \beta_0 - \beta_1(X_i - x) - \dots - \beta_p(X_i - x)^p\}^2 k_h(x - X_i)$$

که β بردار ضرایب $(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^T$ است. پس نتیجه یک تخمین زننده حداقل مربعات وزنی با وزن‌های $k_h(x - X_i)$ است. با حداقل کردن رابطه فوق داریم:

$$\hat{\beta}(x) = (X^T W X)^{-1} X^T W Y$$

برای $p=0$ به صورت $\hat{\beta}_0$ خلاصه می‌شود که به مفهوم local constant است. اگر $p=1$ باشد تخمین زننده local linear را نتیجه می‌دهد.

پارامتر h درجه هموارسازی را تعیین می‌کند. اگر $h \rightarrow 0$ ، بنابراین $\hat{m}_h(X_i) \rightarrow Y_i$ ، به این مفهوم که $\hat{m}_h(X_i)$ یک داده است. از طرف دیگر اگر $h \rightarrow \infty$ ، $\hat{m}_h(Y_i) \rightarrow \bar{Y}$ ، یعنی اینکه تخمین زننده یک تابع ثابت است که متوسط Y نمونه را به x نسبت می‌دهد. انتخاب h به طوری که یک مقایسه خوب میان بیش از حد هموارسازی و کمتر از حد هموارسازی به دست آید، یک مسئله مهمی است. اما چگونه h انتخاب شود؟ معیارهای انتخاب پهنای باند چه شرایطی باید داشته باشند؟ اول اینکه، به لحاظ نظری ماهیت و ویژگی‌های مطلوب داشته باشد و ثانیاً در عمل کاربردی باشد. با توجه به اولین شرط، معیارهایی مانند $MSE(x, h)$ ، $JSE(h)$ ، $MISE(h)$ ، $ASE(h)$ ، $MASE(h)$ معرفی می‌شود. دو روشی که کاربردی‌تر هستند عبارتند از: اعتباردهی متقابل (CV) و تابع جریمه.

۳-۲. هموار ساز اسپلاین^۱

اسپلاین‌ها چند جمله‌ای‌های تکه ای هستند که در نقاطی به نام گره به هم متصل می‌شوند. اسپلاین‌ها در ادبیات آماری به عنوان درون یاب معرفی شده‌اند اما بیشتر مدل‌های آماری با یک

1. Spline Smoother

خطای اندازه‌گیری داده‌ها را برازش می‌دهند. بنابراین باید یک نوع اسپلاین ایجاد کنیم که بتواند از نزدیک داده‌ها عبور کند اما نه فقط مشروط به آنکه آن‌ها را درون یابی کند (میرزایی باغینی و آخوندزاده کاشانی، ۱۳۹۲).

یک تابع اسپلاین $g(x)$ از درجه s یک چند جمله‌ای تکه‌ای است که چند جمله‌ای‌های تکه‌ای (همه از درجه s) برای ساختن منحنی هموار در گره‌های k_m ، $m = 1, \dots, K$ به هم متصل می‌شوند. مجموعه گره‌های $\{k_m\}_{m=1}^K$ همیشه یک دنباله اکیداً صعودی را نمایش می‌دهند بنابراین می‌توان نوشت:

$$g(x) = G_m(x) = c_{,m} + c_{1m}x + c_{2m}x^2 + \dots + c_{sm}x^s, k_m < x < k_{m+1} \quad (7)$$

تکه‌های چند جمله‌ای $G_m(x)$ به صورت همواری در گره‌ها به هم متصل می‌شوند یعنی در گره‌ها پیوسته و دارای $s-1$ مشتق پیوسته هستند به عبارت دیگر

$$G_m^{(d)}(k_{m+1}) = G_{m+1}^{(d)}(k_{m+1}) \quad (8)$$

مشکل اصلی در رابطه با اسپلاین‌های رگرسیونی انتخاب تعداد و مکان گره‌ها است. یک روش استاندارد قرار دادن گره‌ها در بازه‌هایی است که به صورت یکسان فاصله گذاری شده‌اند. اگر داده‌ها دارای شکل واضح باشند می‌توان گره‌ها را در نقاط تغییر شیب داده‌ها قرار داد. تعداد گره‌ها اثر زیادی در برازش اسپلاین‌ها دارد. با افزایش تعداد گره‌ها تعداد چند جمله‌ای تکه‌ای برازش داده شده به داده‌ها افزایش می‌یابد و منحنی برازش داده ناهموار خواهد بود.

اسپلاین مکعبی محدود شده^۱

یکی از حالات‌هایی که در مدلسازی روابط بین متغیر وابسته و مستقل اتفاق می‌افتد غیرخطی بودن این رابطه است. در این حالت اسپلاین یک روش مناسب برای بررسی رابطه ارئه می‌دهد. اسپلاین‌ها روشی برای برازش به داده‌ها و توابع چندجمله‌ای تکه‌ای هستند که محدود به ملحق شدن به یکدیگر در نقاط کنترل یا گره در داده‌ها می‌باشند. بدین صورت که هر قسم از شکل تابع

1. Restricted Cubic Spline

را در محدوده‌های مورد نظر تکه تکه کرده و در هر تکه به هموارسازی تابع مشخص شده می‌پردازد که به طور معمول توابع چند جمله‌ای درجه ۳ هستند.

فرض کنید $\{(x_i, y_i) : i = 1, \dots, n\}$. هدف ما معرفی یک مدل غیرخطی انعطاف پذیر است که y_i را به عنوان تابعی از x_i معرفی کند. در یک مدل اسپلاین مکعبی محدود شده k گره بر روی محور X که در موقعیت‌های $t_1, \dots, t_k$ واقع است معرفی می‌شود. یک مدل از مقادیر مورد انتظار y با فرض x انتخاب می‌شود به طوری که (i) قبل و بعد از زمان t_1 و t_k خطی است، (ii) بین گره‌های مجاور چند جمله‌ای‌های مکعبی وجود دارد و (iii) در هر گره پیوسته و هموار است (با مشتقات مرتبه اول و دوم پیوسته در هر گره).

یک اسپلاین مکعبی محدود شده با در نظر گرفتن x و تعداد k گره، می‌تواند به صورت زیر تعریف شود:

$$y = a + x_1 b_1 + x_2 b_2 + \dots + x_{k-1} b_{k-1} \quad (9)$$

جایی که $x = x_1$

$$x_j = (x - t_{j-1})_+ - \frac{(x - t_{k-1})^r + (t_k - t_{j-1})}{(t_k - t_{k-1})} + \frac{(x - t_k)^r + (t_{k-1} - t_{j-1})}{(t_k - t_{k-1})}$$

for $j = 2, \dots, k-1$

$$(u)_+ = \begin{cases} u & : u > 0 \\ 0 & : u < 0 \end{cases}$$

کواریانس‌ها تابعی از x و گره‌ها هستند ولی از y مستقل هستند.

۴. داده

در این مطالعه به منظور بررسی ارتباط میان آلودگی و توسعه اقتصادی یکبار از داده‌های سری زمانی تولید ناخالص داخلی و CO_2 ایران در فاصله زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۰ بهره می‌بریم. تولید ناخالص داخلی و جمعیت از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. متغیر سهم بخش صنعت در تولید به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است که اطلاعات آن از مرکز آمار جمع‌آوری شده است. جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای مدل

را نشان می‌دهد. بار دیگر، از داده‌های استانی تولید ناخالص داخلی و CO_2 ۳۱ استان در فاصله زمانی ۹۳-۱۳۷۹ بهره می‌بریم. از آنجا که ترازنامه‌های استانی از سال ۱۳۷۹ به بعد تدوین شده است لذا از سال ۱۳۷۹ داده‌ها جمع‌آوری شده است. اگر بر اساس پانل متوازن عمل کنیم می‌باید استان تهران و البرز را از سال ۱۳۹۳-۱۳۸۹ با هم جمع ببندیم و در واقع استانی با عنوان البرز نداشته باشیم و به‌همین ترتیب برای استان خراسان از ۱۳۹۳-۱۳۸۶ هر سه استان خراسان رضوی، خراسان شمالی و جنوبی را جمع می‌بندیم و در واقع استان‌هایی به نام جنوبی و شمالی نداریم (بنابراین در مجموع ۲۸ استان داریم). داده‌های CO_2 استانی در ترازنامه‌ها وجود نداشت و محققین آن را با استفاده از مصرف سوخت‌های بنزین، نفت گاز، نفت کوره، نفت سفید، گاز مایع، گاز طبیعی و زغال سنگ و ضرایب تبدیل محاسبه کرده‌اند. داده‌های مصرف سوخت‌های فسیلی استانی از ترازنامه انرژی از سایت وزارت نیرو استخراج شده است. انتشار CO_2 برای هر یک از سوخت‌هایی که در بالا معرفی شد با استفاده از دستورالعمل IPCC 1996^۱ به‌دست آمده است.

جدول ۱. توصیف آماری داده‌ها

کشور ایران						
متغیر	توصیف	واحد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
GDP_{pc}	تولید ناخالص داخلی سرانه	میلیون ریال به نفر	۵۷/۰۵	۱۷/۶۰	۳۲/۷۱	۸۳/۴۱
CO_{2pc}	انتشار دی اکسید کربن سرانه	تن به نفر	۵/۲۵	۱/۲۰	۳/۳۹	۷/۰۶
Sav	سهم ارزش افزوده بخش صنعت در GDP					
استان‌های ایران						
متغیر	توصیف	واحد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
GDP_{pc}	تولید ناخالص داخلی سرانه	میلیون ریال به نفر	۶۴/۳۷	۴۶/۷۹	۱۶/۵۵	۳۲۱/۴۳
CO_{2pc}	انتشار دی اکسید کربن سرانه	تن به نفر	۳/۱۱	۱/۴۳	۱/۰۰۸	۱۲/۲۷
Sav	سهم ارزش افزوده بخش صنعت در GDP	—	۰/۱۳۷	۰/۰۸۹	۰/۰۰۱۸	۰/۵۹

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)

۵. یافته‌های تجربی

۵-۱. با استفاده از داده‌های سری زمانی

۵-۱-۱. تخمین پارامتریک

$$CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 GDP_t^2 + \delta' Sav_t + e_t \quad (10)$$

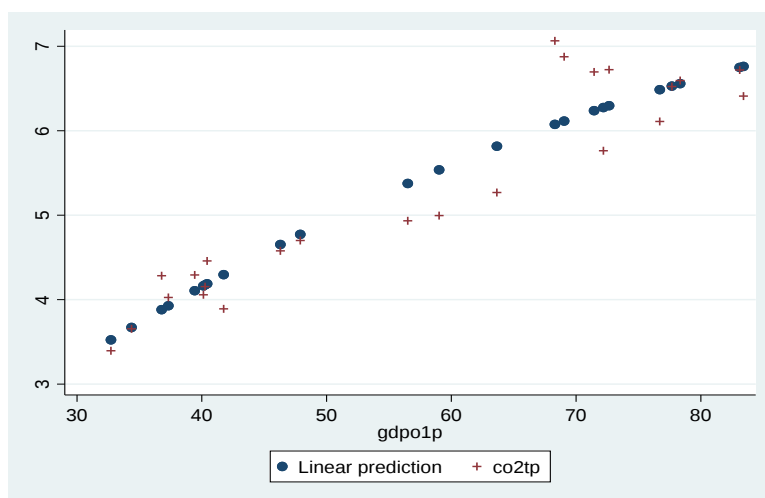
CO_2 انتشار دی اکسید کربن سرانه و شاخص آلودگی و GDP تولید ناخالص داخلی سرانه است. Sav سهم ارزش افزوده بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی است که به عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است.

جدول ۱. نتایج تخمین پارامتریک

متغیر	قبل از برطرف کردن خود همبستگی	بعد از برطرف کردن خود همبستگی	قبل از برطرف کردن خود	بعد از برطرف کردن خود همبستگی
GDP	۰/۱۱۰۸۰۳*	۰/۲۵۱۳۷	۰/۱۵۸۱۷۴*	۰/۰۴۲۲۰۳
	(۲/۲۶۷۶۶۳)	(۱/۰۵۷۰۸۰)	(۲/۸۶۸۱۲۷)	(۱/۶۲۱۲۱۵)
GDP ²	-۰/۰۰۰۴۰۳	-۰/۰۰۰۱۰۴	-۰/۰۰۰۷۶۲	-۰/۰۰۰۲۰۵
	(-۰/۹۳۸۰۹۱)	(-۰/۵۹۹۱۵۹)	(-۱/۶۲۸۸۹۱)	(-۱/۱۳۵۳۱۲)
Sav	-	-	۸/۱۵۳۰۹۱	۳/۸۴۳۱۶۴
	-	-	(۱/۶۴۱۹۹۰)	(۱/۳۲۲۹۵۵)
R ²	۰/۹۰۰۰	۰/۹۸۵۸	۰/۹۱۱۸	۰/۹۸۷۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق با نتایج رگرسیون پارامتریک که در جدول (۱) گزارش شده است علامت ضرایب انطباق با تئوری دارند اما هیچ کدام معنی داری آماری ندارند. اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t ضرایب هستند. نتایج تحت تأثیر متغیر کمکی قرار نمی گیرد. برآزش پارامتریک در نمودار (۱) مشخص شده است ولی قابلیت اعتماد ندارد و به همین دلیل سراغ برازش ناپارامتریک می‌رویم.



نمودار ۱. برازش پارامتریک رابطه CO₂ و GDP (با استفاده از داده‌های ایران)

۵-۱-۲. تخمین ناپارامتریک (روش هموارسازی اسپلاین)

در روش اسپلاین ابتدا باید تعداد گره‌ها تعیین شود. با انتخاب گره‌های متعدد با توجه به خروجی نرم افزار گره ۳ انتخاب می‌شود. مقادیر گره‌ها در نقاط ۳۹/۴۳، ۵۷/۷۶ و ۷۶/۷۰ از GDP انتخاب شده است. در ادامه آزمون‌هایی برای بررسی وجود ارتباط غیر خطی میان CO₂ و GDP گزارش شده است.

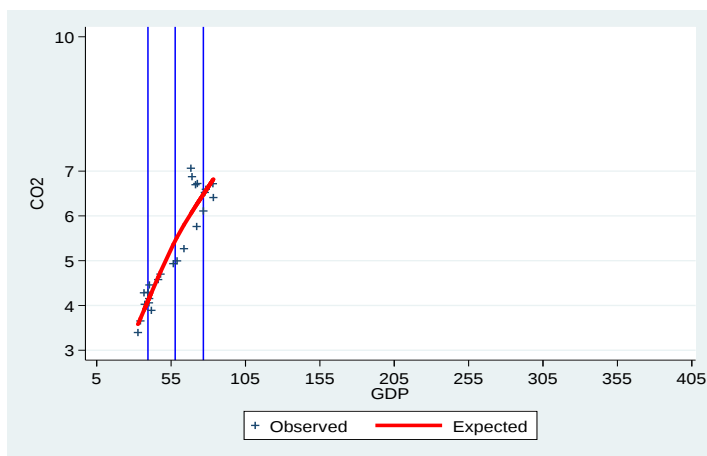
جدول ۲. آزمون‌های تشخیصی ناپارامتریک

بررسی وجود ارتباط غیر خطی میان CO ₂ و GDP در فاصله بین دو گره	
مقدار احتمال	آماره
۰/۰۰۰	$F(۲۱,۲) = ۸۱/۰۱$
معنی داری کلی	
۰/۰۰۰	R-squared = ۰/۸۸۵۳

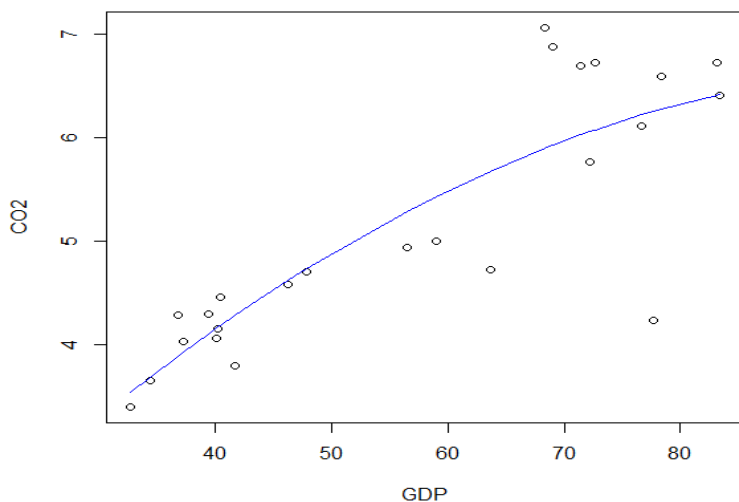
مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۲) برازش ناپارامتری رابطه CO₂ و GDP به روش اسپلاین مکعبی محدود شده (RC Spline) و در نمودار (۳) برازش ناپارامتری رابطه CO₂ و GDP به روش اسپلاین جریمه

شده^۱ (P-Spline) به تصویر کشیده شده است. نمودار (۲) خروجی نرم افزار Stata و نمودار (۳) خروجی نرم افزار R است.



نمودار ۲. برازش ناپارامتریک رابطه CO_2 و GDP با روش RC Spline (با استفاده از داده‌های ایران)



نمودار ۳. برازش ناپارامتریک رابطه CO_2 و GDP با روش P-Spline (با استفاده از داده‌های ایران)

۵-۲. با استفاده از داده‌های استانی

۵-۲-۱. تخمین پارامتریک

$$CO_{vit} = \beta + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 GDP_{it}^2 + \delta' Sav_{it} + e_{it} \quad (11)$$

تجزیه و تحلیل‌های رگرسیونی براساس یک سری فروض بنا شده است که یکی از این فرض‌های مهم و تأثیرگذار مانایی متغیرهای مورد استفاده می‌باشد. برای اطمینان از ایستا بودن متغیرهای پانل، آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی مانند ایم پسران و شین، لوین لین و چاو، دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیس پرون استفاده می‌شود. در این مطالعه با توجه به نتایج آزمون "استقلال مقاطع پسران" حاکی از وابستگی استان‌ها (جدول (۲)) و به منظور دقت در بررسی پایایی متغیرها نتایج آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن ارتباط بین استان‌ها انجام شده است. نتایج آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن وابستگی مقاطع حاکی از مانایی متغیرها دارد (جدول (۳)). مطابق با جدول (۴) آزمون هم‌انباشتگی پانل وسترلاند ارتباط بلندمدت میان متغیرها را تأیید می‌کند (البته وجود متغیرهای پایا خود دال بر وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهاست).

جدول ۲. آزمون استقلال مقاطع (عدم وابستگی استان‌ها) پسران		
آزمون	آماره	مقدار احتمال
Pesaran test	۷/۴۶۲	۰/۰۰۰
Friedman test	۵۲/۲۳	۰/۰۰۲۵

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳. آزمون ریشه واحد پسران با در نظر گرفتن وابستگی استان‌ها				
متغیر	آماره			CIPS
	٪۱۰	٪۵	٪۱	
GDP	-۲/۱۴	-۲/۲۵	-۲/۴۵	-۲/۰۳۸
CO ₂	-۲/۱۴	-۲/۲۵	-۲/۴۵	-۱/۷۴۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی پانل وسترلاند

آماره	مقدار احتمال
-۲/۷۰۰۴	۰/۰۰۳۵

مأخذ: نتایج تحقیق

برای تعیین روش مناسب برای تخمین پارامترها از میان مدل اثرات ثابت و مدل اثر تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می شود. نتایج آزمون هاسمن مطابق با جدول (۵) دال بر وجود اثرات ثابت در مدل است.

جدول ۵. بررسی وجود اثرات ثابت و یا تصادفی در مدل

نتیجه	مقدار احتمال
بررسی اثرات ثابت در مقابل OLS	۰/۰۰۰
بررسی اثرات تصادفی در مقابل OLS	۰/۰۰۰
اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی	۰/۰۲۵۶

مأخذ: نتایج تحقیق

برای رسیدن به یک تخمین معتبر از رابطه (۱۱) آزمون های آسیب شناسی به منظور بررسی وجود مشکلاتی همچون ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی انجام می شود، که در صورت وجود هر کدام باید تدابیر لازم اندیشیده شود. بدین منظور بعد از تخمین اولیه رابطه (۱۱) بر اساس الگوی اثرات ثابت، آزمون های آسیب شناسی را بر روی این مدل انجام می شود. مطابق با جدول (۶) آزمون خودهمبستگی ولدريج وجود خودهمبستگی و آزمون والد اصلاح شده وجود ناهمسانی واریانس را در پسماندهای مدل تأیید می کند.

جدول ۶. نتایج آزمون های خود همبستگی ولدريج و ناهمسانی واریانس والد اصلاح شده

آزمون	آماره	مقدار احتمال
خود همبستگی	$F(1,27)=6/797$	۰/۰۱۴۷
ناهمسانی واریانس	$chi2(28)=116.08$	۰/۰۰۰

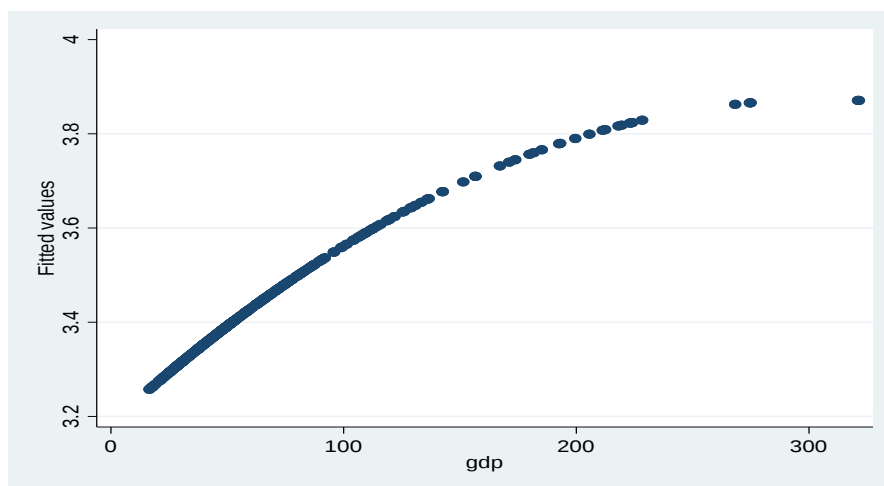
مأخذ: نتایج تحقیق

به منظور در نظر گرفتن ارتباط میان مقاطع، لحاظ ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی پسماندها از روش IGLS استفاده می شود (روش PCSE نیز می تواند به کار رود). لازم به ذکر است از سهم بخش صنعت به عنوان متغیر کنترلی استفاده می شود.

جدول ۷. برآورد FGLS و IFGLS ضرایب رگرسیونی معادله (۱۱)

متغیر	IFGLS	IFGLS
GDP	۰/۰۰۴۵*	۰/۰۰۳۶*
	(۶/۱۶)	(۱۴/۷۹)
GDP ²	-۰/۰۰۰۰۰۷*	-۰/۰۰۰۰۰۶۵*
	(-۱/۸۷)	(-۸/۴۴)
Sav	-	۰/۳۵۹۲*
		(۲/۹۱)
Wald chi2(2)	۲۰۵۵/۹۳	۹۰۹/۴۲
Prob	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

نمودار ۴. برازش پارامتریک (با استفاده از داده‌های استانی) رابطه GDP و CO₂

با توجه به برازش قابل اعتماد پارامتریک دیگر از روش ناپارامتریک استفاده نمی‌شود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد اقتصاد ایران در قسمت صعودی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس قرار دارد و هنوز تولید سرانه به آن سطح نرسیده است که آلودگی کاهش یابد. نتایج این مطالعه با مطالعات پژویان و مراد حاصل (۱۳۸۹)، فطرس، غفاری و شهبازی (۱۳۸۹)، مولایی، کاوسی کلاشمی و

رفیعی (۱۳۸۹)، مهرابی بشرآبادی، جلایی اسفندآبادی، باغستانی و شرافتمند (۱۳۸۹)، صمدی و یارمحمدیان (۱۳۹۱)، ارباب و عباسی فرد (۱۳۹۱)، مهرآرا، امیری و حسنی سرخ بوزی، اسلاملوئیان، هراتی و استاذزاد (۱۳۹۲)، تمیزی (۱۳۹۴) و استاذزاد و بهلولی (۱۳۹۴) قابل مقایسه است. در ادامه، به منظور پاسخ به این سؤال که آیا واقعاً در ایران منحنی زیست محیطی کوزنتس U معکوس است و این انتظار که این منحنی صعودی زمانی بر می گردد، منطقی است؟ و یا آیا منحنی کوزنتس برای استانهای با درآمد بالا، به نقطه برگشت منحنی نزدیک شده است؟ معادله (۱۱) برای گروههای مختلف استانی برآورد می شود.

جدول ۸. برآورد معادله (۱۱) بر اساس گروههای استانی			
متغیر	استانهای با درآمد سرانه پایین	استانهای با درآمد متوسط	استانهای با درآمد سرانه بالا
GDP	۰/۰۶۸۰۵۸۴*	۰/۰۲۵۹۲۹۹*	۰/۰۳۹۶۱۶۲*
	(۱۳/۶۴)	(۴/۱۱)	(۱۰/۱۱)
GDP ²	-۰/۰۰۰۷۹۰۹*	-۰/۰۰۰۱۶۴*	-۰/۰۰۰۱۲۴*
	(-۱۴/۳۳)	(-۳/۸۸)	(-۷/۰۷)
Wald chi2(2)	۲۱۸/۱۶	۱۷/۱۰	۱۹۰/۱۴
Prob	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰
$\frac{\partial^2 CO_2}{\partial GDP^2}$	۲(-۰/۰۰۰۷۹۰۹)	۲(-۰/۰۰۰۱۶۴)	۲(-۰/۰۰۰۱۲۴)

مأخذ: نتایج تحقیق

تحلیل باید به این صورت انجام گیرد که مشتق مرتبه دوم (مشتق مرتبه دوم آلودگی سرانه نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه) محاسبه شود. انتظار می رود با وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس با افزایش درآمد قدر مطلق مشتق مرتبه دوم یا شیب منحنی کوچکتر شود. مطابق با جدول (۹) و بر اساس مقادیر $\frac{\partial^2 GDP}{\partial CO_2^2}$ منحنی کوزنتس برای استانهای با درآمد بالا به نقطه برگشت منحنی نزدیکتر است. بنابراین این انتظار که زمانی قسمت صعودی منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران بر گردد منطقی است.

۶. نتیجه‌گیری

عمده هدف این مقاله بررسی یک رابطه سیستماتیک میان آلودگی زیست محیطی و توسعه اقتصادی است. با آزمون فرضیه EKC این پرسش به صورت ضمنی پاسخ داده می‌شود که آیا درآمد سرانه بالا و رشد به کاهش آلودگی منجر می‌شود. منحنی زیست محیطی کوزنتس رابطه‌ای تجربی برای نشان دادن ارتباط مابین آلودگی‌های زیست محیطی و درآمد و رشد اقتصادی است. در این مطالعه به منظور بررسی ارتباط میان آلودگی و توسعه اقتصادی یکبار از داده‌های سری زمانی تولید ناخالص داخلی و CO_2 ایران در فاصله زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۳ و بار دیگر، از داده‌های استانی تولید ناخالص داخلی و CO_2 در فاصله زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۳ بهره می‌بریم. در مقایسه با مطالعات قبلی قابل ذکر است که اولاً، هم مدل پارامتریک و هم مدل ناپارامتریک برآورده شده است و ثانیاً از داده‌های کشور ایران و استان‌های ایران هر دو استفاده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که با استفاده از مدل ناپارامتریک در داده‌های کشور ایران (داده‌های سری زمانی) رابطه غیرخطی میان CO_2 و GDP شکل U معکوس دارد که اشاره به وجود الگوی EKC در ایران دارد. در داده‌های پانل و استفاده از مدل پارامتریک نیز فرضیه زیست محیطی کوزنتس تأیید می‌شود. نتایج تحقیق نشان می‌دهد اقتصاد ایران در قسمت صعودی منحنی زیست محیطی کوزنتس قرار دارد و هنوز تولید سرانه به آن سطح نرسیده است که آلودگی کاهش یابد. با تأیید تجربی فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ایران می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش درآمد در جامعه سازوکارهایی از جمله وضع قوانین کنترلی، مالیات بر آلودگی، گروههای سبز را به فعالیت وادار می‌دارد که به تدریج آلودگی‌های زیست محیطی حاصل از مراحل اولیه رشد اقتصادی را پاک کرده و از شدت آن می‌کاهد. با افزایش درآمد و بدنبال آن افزایش تقاضا برای محیط زیست با کیفیت، اختصاص منابع اضافی برای مبارزه با آلودگی، افزایش آموزش و جدی گرفتن هشدارهای زیست محیطی، گسترش صنایع با فناوری بالا و تغییر ساختار اقتصاد از بخش کشاورزی و صنعت به بخش خدمات انتظار می‌رود آلودگی‌های زیست محیطی کاهش یابند.

تصریح سیاسی منحنی زیست محیطی کوزنتس همان طور که در گزارش توسعه جهانی ۱۹۹۲ و در دیگر گزارشات ارایه شده است آن است که توسعه بهترین درمان برای حل مسایل زیست محیطی است. وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس از آن جهت حایز اهمیت است که ممکن است مبنای سیاست گذاری زیست محیطی در سطح ملی و حتی بین المللی قرار گیرد. برخی از تحلیل گران زیست محیطی، بر مبنای این پژوهش ها معتقدند که همین طور که کشورهای در حال توسعه رشد می کنند، به طور خود کار از آلاینده ها پاک خواهند شد.

منابع

ارباب، حمیدرضا و زهره عباسی فر (۱۳۹۱). "بررسی رابطه آلودگی آب و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته". *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال ۱، شماره ۳، صص ۱۷-۱.

استادزاد، علی حسین و پریسا بهلولی (۱۳۹۴). "تأثیر انرژی های تجدید پذیر بر منحنی زیست محیطی کوزنتسی در ایران". *فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد*، سال ۲، شماره ۲، صص ۱۵۴-۱۲۷.

اسلاملوئیان، کریم؛ هراتی، جواد و علی حسین استادزاد (۱۳۹۲). "بررسی ارتباط پویای محصول و آلودگی در چارچوب یک الگوی رشد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای اقتصاد ایران". *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال ۲، شماره ۷، صص ۱۹۷-۱۷۱.

پژویان، جمشید و نیلوفر مراد حاصل (۱۳۸۶). "بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال ۷، شماره ۴، صص ۱۶۰-۱۴۱.

تمیزی، علیرضا (۱۳۹۴). "عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزی". *فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد*، سال ۲، شماره ۴، صص ۱۶۸-۱۴۵.

حری، حمیدرضا؛ جلالی، سید عبدالمجید و سعید جعفری (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی در چارچوب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)". *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال ۲، شماره ۶، صص ۴۸-۲۷.

صمدی، سعید و ناصر یارمحمدیان (۱۳۹۲). "تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش هم جمعی کسری". *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، سال ۲، شماره ۵، صص ۱۵۲-۱۲۹.

فطرس، محمدحسن؛ غفاری، هادی و آزاده شهبازی (۱۳۸۹). "مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت"، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال ۱، شماره ۱، صص ۶۰-۷۸.

فلاحی، فیروز؛ اصغرپور، حسین؛ بهبودی، داود و سیمین پورنظمی (۱۳۹۱). "آزمون منحنی کوزنتس زیست محیطی در ایران با استفاده از روش LSTR". فصلنامه مطالعات اقتصاد ایران، سال ۹، شماره ۳۲، صص ۷۳-۹۳.

لطیفی پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و مرتضی بستم (۱۳۹۱). "بررسی مسائل زیست محیطی و پیش‌بینی انتشار دی‌اکسید کربن در اقتصاد ایران". فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال ۱، شماره ۳، صص ۸۱-۱۰۹.

مسنن مظفری، مهدیه و محمود صبوچی (۱۳۹۲). "بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران با استفاده از سیستم معادلات همزمان"، علوم و تکنولوژی محیط‌زیست، دوره ۱۵، شماره ۳، صص ۷۵-۸۰.

مولایی، مرتضی؛ کاوسی کلاشمی، محمد و حامد رفیعی (۱۳۸۹). "بررسی رابطه همجمعی درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسید کربن و وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی دی‌اکسید کربن در ایران". علوم محیطی، سال ۸، شماره ۱، صص ۲۰۵-۲۱۶.

میرزایی باغینی، مهدیه و الهه آخوندزاده کاشانی (۱۳۹۲). "مقدمه‌ای بر هموارسازهای اسپلین"، نشریه آمار دانشجویی، سال ۱۱، شماره ۲، صص ۳۵-۴۶.

مهرابی بشرآبادی، حسین؛ جلالی اسفندآبادی، سیدعبدالمجید؛ باغستانی، علی‌اکبر و حبیبه شرافتمند (۱۳۸۹). "تأثیر آزادسازی تجاری بر آلودگی محیط‌زیست در ایران". مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، سال ۲، شماره ۱، صص ۱۱-۱۹.

مهرآرا، محسن؛ امیری، حسین و محمد حسنی سرخ‌بوزی (۱۳۹۱). "رابطه مصرف انرژی و درآمد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۰، شماره ۶۲، صص ۱۷۱-۱۹۴.

- Apergis, N. and I. Ozturk** (2015). "Testing Environmental Kuznets Curve hypothesis in Asian countries". *Ecological Indicators*, No. 52, pp. 16-22.
- Azomahou, T.; Laisney F. and ph. Van** (2006). "Economic Development and CO2 Emissions: A Nonparametric Panel Approach". *Journal of Public Economics*, No. 90, pp. 1347-1363.
- Chen, L. and Sh. Chen** (2015). "The Estimation of Environmental Kuznets Curve in China: Non-parametric Panel Approach", *Computational Economics*, 46(3), pp. 405-420.
- Grossman, G. M. and A. B. Krueger** (1991). *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement*. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3914, NBER, Cambridge MA.
- Kuznets, S.** (1955), Economic Growth and Income Inequality, *American Economic Review*, No. 45, pp. 1-25.
- Panayotou, T.** (1993). *Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development*. Working Paper WP238 Technology and Employment Programme. International Labor Office, Geneva.
- Selden, T. M. and D. Song** (1994). "Environmental Quality and Development: is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions". *J Environ Econ Manage.* No. 27, pp. 147-162.
- Shafik, N. and S. Bandyopadhyay** (1992). "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross Country Evidence", *Background Paper for World Development Report*, World Bank, Washington, D.C.
- Song, T.; Zheng, T. and L. Tong** (2008). "An Empirical Test of the Environmental Kuznets Curve in China: A panel Cointegration Approach". *China Economic Review*, No. 19, pp. 381-392.
- Stern, David I.** (2004). "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve", *World Development*, 32(8), pp. 1419-1439.
- Wang, L.** (2010). A Non-parametric Analysis on the Environmental Kuznets Curve. Published Online in Wiley Online Library.