محیط‌شناسی، دورهٔ ٤١، شمارهٔ ١، بهار ١٣٩٤، صفحهٔ ١٢٧-١٠٧

بررسی عوامل مؤثر در انتشار آلودگی هوا در کشورهای حوزهٔ دریای خزر: رهیافت مدل دوربین فضایی تابلویی

کیومرث شهبازی[1]، داود حمیدی رزی[2]*، مجید فشاری[3]

۱. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه k.shahbazi@urmia.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه

۳. استادیار اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه علوم اقتصادی m.feshari@ues.ac.ir

تاریخ وصول مقاله: ۱۳۹۳/۲/۱۶ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۳/۸/۱۱

چکیده

بر اساس حقوق بین‌الملل هیچ دولتی حق ندارد از سرزمین خود به طریقی استفاده کند یا اجازهٔ استفاده از آن را بدهد به گونه‌ای که فضای سرزمین دیگری را آلوده کند. اقتصادسنجی فضایی ابزار قدرتمندی برای بررسی میزان تأثیرپذیری سطح آلودگی یک کشور از سطح آلودگی کشورهای همسایه و مجاور آن است. هدف اصلی این مقاله بررسی عوامل مؤثر در انتشار کربن‌دی‌اکسید سرانه در بین ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر تحت اثرات سرریز فضایی آلودگی و تکنولوژی طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۲– ۲۰۱۰ است. بدین منظور مدل دوربین فضایی (SDM) در چارچوب داده‌های تابلویی فضایی برازش شده است. ویژگی بارز مدل SDM نسبت به سایر مدل‌های فضایی (از جمله SAR و SEM)، واردکردن همزمان وقفهٔ فضایی متغیر وابسته و وقفهٔ فضایی متغیرهای توضیحی به‌منزلهٔ متغیرهای توضیحی جدید در مدل است. نتایج تخمین مدل بیانگر این است که درجهٔ شهرنشینی و شدت انرژی در انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته و کشش خودرگرسیون فضایی انتشار دی اکسید کربن سرانه، ۰/۲۲ و کشش انتشار دی اکسید کربن سرانه نسبت به میانگین وزنی فضایی شدت انرژی، ۰/۳۱ ارزیابی شد. درجهٔ شهرنشینی بیشترین تأثیر را در انتشار آلایندهٔ جوی دی اکسید کربن سرانه دارد به گونه‌ای که یک درصد افزایش در درجهٔ شهرنشینی به طور متوسط به ۱/۹۷ درصد افزایش در انتشار آلایندهٔ جوی دی اکسید کربن سرانه منجر خواهد شد. همچنین، طبق نتایج، فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس فضایی در کشورهای تحت بررسی تأیید می‌شود. بنابراین، افزایش درآمد سرانه ابتدا موجب افزایش آلودگی جوی شده است، اما در ادامه سبب کاهش انتشار آلایندهٔ جوی دی اکسید کربن سرانه خواهد شد. مهم‌ترین توصیهٔ سیاستی این پژوهش برای کشورهای منطقه، پایبندی به مفهوم محیط‌زیست مشترک در قالب کنوانسیون تهران و پیمان‌های زیست‌محیطی در قالب اکو (ECO) است.

کلیدواژه

دریای خزر، سرریز فضایی، فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس، مدل دوربین فضایی.

طبقه‌بندی JEL: Q43، R11، O14، Q53، C23.

۱. سرآغاز

طی دهه‌های گذشته بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست مورد توجه اقتصاددانان، اکولوژیست‌ها و سیاست‌گذاران وابسته به دولت‌ها بوده است. آن‌ها اغلب درصدد اثبات این پدیده بودند که وقتی سطح درآمد پایین است، کیفیت محیط‌زیست بدتر می‌شود و وقتی درآمد افزایش یابد و از سطح آستانه عبور کند، سطح آلودگی کاهش می‌یابد. اگر پدیدهٔ مذکور وجود داشته باشد رابطهٔ U– شکل معکوس بین سطح رشد اقتصادی و «آثار زیست‌محیطی»[1] برقرار است که در ادبیات اقتصاد

* نویسنده مسئول: تلفن تماس: ۰۹۱۴۷۰۴۴۸۱۱ Email: davod.hamidi@yahoo.com

محیط‌زیست به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC)[۲] معروف است. از اول دههٔ ۱۹۹۰ که برای اولین بار فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس از سوی Grossman و Krueger در سال ۱۹۹۱ مطرح شد، مطالعات تجربی متعددی در تأیید رابطهٔ U- شکل معکوس صورت گرفت که می‌توان به مطالعات Beckerman در سال ۱۹۹۲، Liu و همکاران (۲۰۰۷)، Roca در سال ۲۰۰۳ و Canas و همکاران (۲۰۰۳) اشاره کرد. بر اساس مطالعات تجربی، اختراعات تکنولوژیکی، شکست‌های ساختاری به سمت صنعت دانش‌بنیان، آگاهی عمومی زیست‌محیطی و افزایش هزینه‌های بودجه‌ای دولت به منظور کاهش آثار خارجی منفی زیست‌محیطی نقش مهمی را در نزولی‌شدن منحنی EKC ایفا می‌کنند (Grossman & Krueger, 1996; Cole, 2004). از سوی دیگر، برخی از مطالعات تجربی برقراری منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را ناشی از تجارت بین‌الملل و انتقال صنایع آلوده‌کننده می‌دانند. بدین صورت که، تجارت بین‌الملل شرایطی را فراهم می‌کند که در آن صنایع آلاینده (کثیف) از مناطق توسعه‌یافته (آلوده) به سمت مناطق با آلودگی کمتر منتقل شوند (Stern, 2004). فرضیهٔ EKC برای شاخص‌های متعدد زیست‌محیطی از جمله آلودگی هوا، آلودگی آب، جنگل‌زدایی، تولید زباله‌های سمی و خطرناک و انتشار گاز دی اکسید کربن[۳] تخمین زده می‌شود که متداول‌ترین آن تخمین انتشار دی اکسید کربن سرانه روی درآمد سرانه و مربع آن در چارچوب الگوی داده‌های تلفیقی (پانلی) است. به‌رغم اینکه داده‌های تلفیقی حاوی دو بعد مقطع و زمان‌اند و درجهٔ آزادی بزرگ‌تری دارند، مشکل وابستگی فضایی مقطعی در این‌گونه داده‌ها محتمل است که در نتیجهٔ آن واحدهای مقطعی به صورت تصادفی توزیع نمی‌شوند و یک مشاهده در یک مقطع به مشاهدات مقاطع دیگر وابسته است. Anselin و Griffith در سال ۱۹۸۸، وابستگی مقطعی را رابطهٔ تابعی بین یک نقطه در فضا و نقاط دیگر تعریف کردند که بر خلاف روش‌های مرسوم اقتصادسنجی است که مشاهدات در مقطع را مستقل فرض می‌کند. تأثیر سرریز فضایی در ارزیابی آثار رشد اقتصادی در کیفیت محیط‌زیست نقش مهمی دارد؛ زیرا برخی پدیده‌های زیست‌محیطی به طور ذاتی فضایی‌اند. جاری‌شدن آب‌های آلوده، پخش‌شدن جوی هوای آلوده و پدیده‌های اپیدمیک سبب بروز خودهمبستگی فضایی در تجزیه و تحلیل‌های فضایی و اقتصادسنجی می‌شوند. با در نظر گرفتن این موضوع که تخمین منحنی کوزنتس شامل عناصر سری زمانی روی کشورهای مختلف است و کشورها از طریق کانال‌های مختلف از جمله تجارت، توزیع تکنولوژیکی، ورود سرمایه و سیاست‌ها و نهادهای مشترک سیاسی، اقتصادی و محیطی با هم تعامل دارند و در یکدیگر تأثیرگذارند، برخی از مطالعات پیشنهاد کرده‌اند که دلیل نزولی‌شدن منحنی EKC ناشی از صادرات صنایع آلاینده از سوی کشورهای پیشرفتهٔ صنعتی به کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه‌یافته از طریق تجارت بین‌الملل است که در چنین مواردی آثار خارجی می‌توانند در حوزهٔ کشورهای تحت بررسی سرریز کنند (Cole, 2004). Anselin و Rey در سال ۱۹۸۸ در مطالعهٔ تجربی خود سرریز فضایی را به‌منزلهٔ عامل مهم در بروز وابستگی فضایی شناسایی و عنوان کردند که لحاظ‌نکردن این وابستگی سبب بروز خطای تصریح و استنتاج غلط آماری می‌شود. از زمان مطالعات زیست‌محیطی اولیه با لحاظ آثار فضایی Anselin در سال ۲۰۰۱ و Bockstael در سال ۱۹۹۶، امروزه مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در مطالعات زیست‌محیطی و مدیریت منابع طبیعی رایج شده است. در مفهوم جدید محیط‌زیست مشترک، کرهٔ زمین محیط‌زیست غیر قابل تفکیکی را تشکیل می‌دهد که کلیهٔ عناصر آن با یکدیگر همبستگی دارند و لذا خسارت وارده به این محیط و مسئولیت دولت‌ها در این باره نباید منحصراً به مرزهای ملی و قلمرو حاکمیت آن‌ها محدود باشد. از سوی دیگر، فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی و ظهور کشورهای ساحلی جدید در حاشیهٔ دریای خزر سبب شد بیش از پیش پهنهٔ

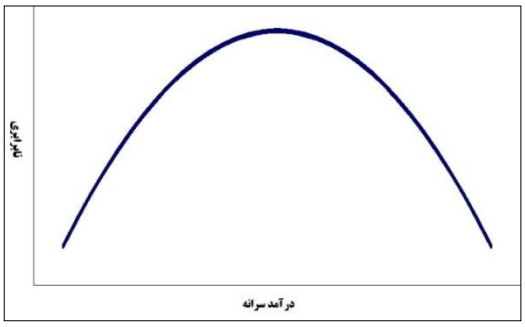
آبی منحصر به فرد دریای خزر تحت تأثیر آلاینده‌های متعدد و متنوع قرار گیرد. حساسیت و شکنندگی محیط‌زیست دریای خزر به جهت بسته‌بودن محیط آن و انباشته‌شدن آلاینده‌های مختلف به نوعی دریای خزر را با بحران اکولوژیک روبه‌رو کرده است (Bundy, 1996).

با توجه به مطالب ارائه‌شدهٔ بالا، هدف اصلی این مطالعه بررسی عوامل مؤثر در انتشار کربن دی اکسید کشورهای حوزهٔ دریای خزر بر اساس شکل فضایی مدل STIRPAT[۴] است. همچنین، به منظور بررسی شکل منحنی کوزنتس مربع درآمد سرانه در مدل لحاظ شده است. نتایج نشان‌دهندهٔ تأثیر معنادار رشد اقتصادی، درجهٔ شهرنشینی و شدت انرژی در انتشار دی اکسید کربن سرانه در حضور آثار سرریز مثبت فضایی آلودگی و شدت انرژی است. همچنین، با توجه به نتایج، فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس در چارچوب مدل STIRPAT فضایی برای ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۲– ۲۰۱۰ تأیید می‌شود. نوآوری این پژوهش در مدل تصریحی و لحاظ ماتریس‌های مجاورتی و فاصله– معکوس به منظور برآورد آثار سرریز است.

در ادامه مقاله بدین صورت تنظیم شده است؛ پس از بیان مبانی نظری مربوطه، پیشینهٔ پژوهش بیان می‌شود. در ادامه روش‌شناسی تحقیق بیان و چگونگی برآورد مدل تحقیق تحت تأثیر سرریز فضایی توضیح داده می‌شود. در بخش پنجم یافته‌ها و در آخر نیز بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی آمده است.

۲. مبانی نظری

به لحاظ مفهومی منحنی کوزنتس برای اولین بار از سوی Simon Kuznets در سال ۱۹۵۵ در بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی مطرح شد. به عقیدهٔ او هنگامی که درآمد سرانه در یک جامعه افزایش می‌یابد، چرخهٔ طبیعی نابرابری اقتصادی اتفاق می‌افتد که این چرخه از سوی نیروهای بازار هدایت می‌شود؛ به طوری که ابتدا نابرابری درآمدی افزایش و پس از اینکه متوسط مطمئن درآمد به دست آمد، این نابرابری کاهش می‌یابد.



نمودار ۱. فرضیهٔ منحنی کوزنتس، منبع: Kuznets, 1955.

در سال ۱۹۹۱ فرضیهٔ منحنی کوزنتس از سوی Grossman و Krueger به ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست تعمیم داده و در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مطرح شد. طبق فرضیهٔ EKC در مراحل اولیهٔ رشد اقتصادی، کیفیت محیط‌زیست کاهش می‌یابد، اما به محض آنکه درآمد از آستانهٔ معینی تجاوز کند، کیفیت محیط‌زیست نیز افزایش می‌یابد. اثر مقیاس، اثر ترکیب و نظریهٔ پورتر (اثر تکنولوژی و نوآوری) برای توضیح منحنی EKC مطرح شده‌اند. اثر مقیاس، توسعهٔ اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست را در تقابل هم می‌داند، زیرا با افزایش رشد اقتصادی و رشد خالص در مقیاس اقتصادی سبب رشد بالقوه در انتشار آلاینده‌های جوی و مشکلات زیست‌محیطی می‌شود. اثر ترکیب نیز بیانگر تغییر ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و گرایش به سمت اقتصاد خدمات‌محور است. طبق نظریهٔ Vander و Porter در سال ۱۹۹۵ بنگاه‌ها برای کسب سود و موفقیت‌های مالی با هم به رقابت می‌پردازند. نتیجهٔ این رقابت به نوآوری و خلاقیت منجر می‌شود و ناکارایی‌هایی مانند آلودگی و آثار خارجی منفی از بین می‌رود. در واقع اثر تکنولوژی تغییر در فن و شیوهٔ تولید به سمت فناوری پاک است. در جمع‌بندی این سه اثر می‌توان گفت که در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی اثر مقیاس در اثر ترکیب و فنی غالب و

کیفیت محیط‌زیست بدتر می‌شود، اما در ادامه شدت اثر مقیاس کاهش می‌یابد و دو اثر دیگر تقویت می‌شوند و در نتیجه سطح آلودگی کاهش می‌یابد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۱؛ محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۱).

از سوی دیگر، متغیر دیگری که در مطالعات تجربی برای توضیح انتشار آلودگی جوی استفاده می‌شود درجهٔ شهرنشینی[5] است. به‌رغم اینکه شهرنشینی در مفهوم مدرنیزاسیون و نوسازی اقتصادی مطرح می‌شود، متغیر جمعیتی است که تراکم شهری را افزایش و سبک زندگی انسانی را تغییر می‌دهد و بدین صورت در رفتار الگوی انرژی مصرفی خانگی تأثیر می‌گذارد (Barnes et al., 2005). طبق ادبیات موجود سه نظریهٔ مهم در خصوص شناخت چگونگی تأثیر شهرنشینی در محیط‌زیست طبیعی وجود دارد: الف) نوسازی اکولوژیکی؛ ب) گذر زیست‌محیطی شهری و ج) تئوری تراکم شهری (Poumanyvong & Kaneko, 2010).

– طبق تئوری نوسازی اکولوژیکی، شهرگرایی فرایند دگرگونی اجتماعی است که برای مدرنیزاسیون اقتصادی شاخص مهم به حساب می‌آید. مشکلات زیست‌محیطی هنگامی که جوامع از سطح پایین توسعه به سطح متوسط حرکت می‌کنند، افزایش می‌یابد، زیرا در این مرحله اهمیت رشد اقتصادی و ارتقای درآمد سرانه بر پایداری محیط‌زیست پیشی می‌گیرد. وقتی جوامع به سطح بالای توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی می‌رسند، آسیب‌های زیست‌محیطی اهمیت می‌یابند و تصمیم‌گیرندگان جوامع به دنبال راه‌هایی می‌گردند که جوامعشان را بیشتر پایدار کنند، زیرا آثار مخرب رشد اقتصادی روی محیط‌زیست ممکن است از طریق نوآوری‌های تکنولوژیکی، شهرنشینی و انتقال از یک صنعت کالامحور به صنعت خدمات‌محور کاهش یابد.

– نظریهٔ گذر زیست‌محیطی شهری، معضلات زیست‌محیطی شهری را به سطح توسعهٔ شهری در حوزهٔ یک شهر ربط می‌دهد (McGranahan et al., 2001). در تاریخ معاصر، شهرها اغلب با تقویت زیرساخت‌های تولیدی و صنعتی روز به روز ثروتمند شدند و در ادامه این روند به مشکلات آلودگی صنعتی منجر شد و در آب و هوا و زیست‌کره تأثیر مخرب گذاشت. وقتی شهرها به ثروتمندشدن ادامه می‌دهند مشکلات زیست‌محیطی ناشی از آلاینده‌های صنعتی ممکن است از طریق ایجاد نهادهای زیست‌محیطی، نوآوری‌های تکنولوژیکی و تغییر در ترکیب فعالیت‌های اقتصادی کاهش یابد. از سوی دیگر، شهرهای مرفه و ثروتمند ساکنان ثروتمند خواهند داشت که این شهروندان کالاهای انرژی‌بر و انرژی‌محور بیشتری را تقاضا خواهند کرد و این امر موجب افزایش نگرانی‌های زیست‌محیطی می‌شود. در این مواقع مطمئناً تعیین اثر خالص شهرنشینی در انتشار آلاینده‌ها به طور قیاسی غیرممکن و مستلزم آزمون‌های آماری است.

– نظریهٔ تراکم شهری بیشتر روی منافع حاصل از شهرگرایی فزاینده متمرکز می‌شود. تراکم شهری بیشتر در فراهم‌کردن زیرساخت‌های عمومی شهری از جمله حمل و نقل عمومی، عرضهٔ آب، تولید و عرضهٔ برق، آموزش و پرورش و بهداشت و درمان عمومی، صرفه‌های ناشی از مقیاس[6] تمرکز دارد و این صرفه‌های ناشی از مقیاس به آسیب‌های زیست‌محیطی کمتر منجر می‌شوند.

با این حال برخی بر این باورند که هیچ دلیلی وجود ندارد که رابطهٔ میان کیفیت محیط‌زیست و درآمد، خودکار و از پیش تعریف‌شده باشد و هیچ دلیلی که نشان دهد رشد اقتصادی جانشین کاملی برای سیاست‌های زیست‌محیطی است، وجود ندارد. همچنین، اینکه وضعیت محیط‌زیست در بین کشورهای مختلف متفاوت بوده است این ایده را در ذهن تداعی می‌کند که متغیرهای دیگری به غیر از سطح درآمد، ممکن است در وضعیت محیط‌زیست تأثیرگذار باشند، زیرا افزایش درآمد سرانه الزاماً به معنای افزایش درآمد قشر متوسط جامعه نیست. یعنی در صورت توزیع نامناسب درآمد، رشد اقتصادی ممکن است حتی به افت تقاضا برای حفاظت از محیط‌زیست بینجامد. همچنین،

درآمد بالاتر الزاماً دسترسی بیشتر به اطلاعات یا سطح بالاتر تحصیلات را همراه ندارد، حال آنکه این دو، نقش کلیدی در افزایش آگاهی جامعه نسبت به محیط‌زیست ایفا می‌کنند. بنابراین، بهبود توزیع درآمد، بهبود آموزش عالی و بهبود آگاهی عمومی، از ضرورت‌های توسعهٔ پایدار به شمار می‌روند و باید ضمن رشد اقتصادی تقویت شوند (سبک‌روح، ۱۳۹۱).

واقعیت آن است که در پژوهش‌های تجربی اقتصاد محیط‌زیست و توزیع تکنولوژی نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت، زیرا طبق قانون جغرافیایی اول توبلر[۷]، «هر مکانی به مکانی دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیک‌ترند بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند». اقتصادسنجی فضایی بر خلاف روش‌های تخمین مرسوم از طریق واردکردن ماتریس وزنی فضایی در معادلات کلاسیک‌سنجی، قانون توبلر را لحاظ می‌کند. در اقتصادسنجی مرسوم وقتی گفته می‌شود که دو متغیر X و Y به طور مستقیم به هم همبسته‌اند، بدین معنی است که مقادیر بالای X با مقادیر بالای Y همبسته و مقادیر متوسط X به سمت مقادیر متوسط Y گرایش دارند و در نهایت مقادیر کمتر X با مقادیر کمتر Y همبسته‌اند. اما در اقتصادسنجی فضایی ما با یک متغیر Y سر و کار داریم و در صورتی که همبستگی فضایی مثبت باشد بدین معنی است که مناطقی که دارای Y بیشترند از طریق مناطق با مقادیر Y بیشتر احاطه شده‌اند، همچنین مناطق با Y متوسط از طریق مناطق با Y متوسط و در نهایت مناطق با Y کمتر از طریق مناطقی با Y کمتر احاطه شده‌اند (Griffith & Paelinck, 2011). در حقیقت وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد، به طوری که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های $j \neq i$ وابسته است. وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری که i می‌تواند هر مقداری از $1,2, \ldots \ldots \ldots, n$ $i=$ را اختیار کند، زیرا انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده‌شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. مطالب گفته‌شده را می‌توان با استفاده از رابطهٔ ۱ نشان داد.

(۱)

$$Y_i = F(Y_j), \quad i = ۱, ۲, \ldots\ldots\ldots, n \quad i \neq j$$

در توضیح بیشتر وابستگی فضایی می‌توان گفت که پدیدهٔ رشد اقتصادی یا بهره‌وری کل عوامل تولید در مکانی مانند i صرفاً تحت تأثیر عوامل درون‌منطقه‌ای i نیست، بلکه عوامل دیگری با عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و بعد فاصلهٔ این منطقه با سایر مناطق (j) بر وضعیت متغیرها در منطقه i دخالت دارند (اکبری،۱۳۸۴). ناهمسانی فضایی[۸] ویژگی دیگر مدل‌سازی‌های مکانی است. در حالت ناهمسانی فضایی، شوک یا تغییر ساختاری در یک کشور به کشورهای مجاور خود اثر می‌کند و شدت این آثار طی فاصله کاهش می‌یابد و وضعیت یک متغیر در هر کشور تحت تأثیر کشورهای مجاور خود قرار خواهد داشت. بسته به اینکه متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی یا جملهٔ خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شوند. تصریح عمومی برای داده‌های تابلویی فضایی به صورت رابطهٔ ۲ است:

(۲)

$$Y_i = \tau Y_{i,t-۱} + \rho W Y_{it} + X_{it}\beta + D X_{it}\theta + \alpha_i + \gamma_t + \nu_{it}$$
$$\nu_{it} = \lambda E \nu_{it} + u_{it} \qquad u_{it} \approx N(۰, \sigma^۲ I_n)$$

که در آن i و t به ترتیب نشان‌دهندهٔ مقطع و زمان، Y یک بردار n×۱ از متغیرهای وابسته و X بیانگر یک ماتریس n×k از متغیرهای توضیحی و W ماتریس وزنی فضایی متغیر وابسته در ابعاد n×n است. D، ماتریس وزنی فضایی متغیر توضیحی (مستقل) و E، ماتریس وزنی فضایی جملات اخلال است. α_i اثر ثابت یا تصادفی و γ_t اثر زمان است. بسته به شرایط مدل‌های فضایی زیر مطرح می‌شوند (Elhorst, 2010):

۱. مدل خودرگرسیون فضایی (SAR)[۹]

(۳)

$$(\lambda=\theta=0)\Rightarrow Y_i=\tau Y_{i,t-1}+\rho WY_{it}+X_{it}\beta+\alpha_i+\gamma_t+u_{it}$$

۲. مدل دوربین فضایی (SDM)[۱۰]

(۴)

$$(\lambda=0)\Rightarrow Y_i=\tau Y_{i,t-1}+\rho WY_{it}+X_{it}\beta+DX_{it}\theta+\alpha_i+\gamma_t+u_{it}$$

۳. مدل خطای فضایی (SEM)[۱۱]

(۵)

$$(\rho=\theta=\tau=0)\Rightarrow Y_i=X_{it}\beta+\alpha_i+\gamma_t+\nu_{it},\quad \nu_{it}=\lambda E\nu_{it}+u_{it}$$

۴. مدل خودهمبستهٔ فضایی (SAC)[۱۲]

(۶)

$$(\theta=\tau=0)\Rightarrow Y_i=\tau Y_{i,t-1}+\rho WY_{it}+X_{it}\beta+\alpha_i+\gamma_t+\nu_{it},\ \nu_{it}=\lambda E\nu_{it}+u_{it}$$

۵. مدل آثار تصادفی پانلی تعمیم‌یافته (GSPRE)[۱۳]

(۷)

$$(\rho=\theta=\tau=0)\Rightarrow Y_i=X_{it}\beta+\alpha_i+\gamma_t+\nu_{it},\ \alpha_i=\varnothing W\alpha_i+\mu_i,\ \nu_{it}=\lambda E\nu_{it}+u_{it}$$

شایان یادآوری است مدل‌های خودرگرسیون فضایی و دوربین فضایی استاندارد زمانی به دست می‌آیند که مدل‌های تصریحی ایستا باشند (τ=۰). ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) نشان‌دهندهٔ این است که متغیر وابسته در یک کشور چقدر از طریق متغیر وابستهٔ کشورهای همسایه تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین، در صورت وابستگی فضایی اجزای اخلال، یک شوک خارجی (جنگ، رویدادهای اقتصادی و سیاسی و غیره ...) در یک کشور به تغییرات متوسط در متغیر وابسته در کشورهای همسایه منجر می‌شود و ضریب خطای فضایی (λ) اندازهٔ آن را نشان می‌دهد. همچنین، در مدل دوربین فضایی متغیر وابستهٔ یک کشور از میانگین وزنی متغیرهای توضیحی سایر کشورها تأثیر می‌پذیرد و θ اندازهٔ آن را نشان می‌دهد. شایان یادآوری است که در مدل‌های اقتصادسنجی فضایی به دلیل ناکارآمدی روش‌های مرسوم حداقل مربعات معمولی در نادیده‌گرفتن ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، از روش‌های حداکثر راستنمایی (MLE)[۱۴] و شبه حداکثر راستنمایی (QMLE)[۱۵] برای تخمین ضرایب مدل‌های فضایی استفاده می‌شود (به منظور مطالعهٔ بیشتر رجوع شود به؛ کسرایی، ۱۳۸۶). در این پژوهش با تصریح مدل دوربین فضایی در چارچوب داده‌های تابلویی برای متغیرهای تحقیق، فرضیهٔ EKC در بین کشورهای حوزهٔ دریای خزر آزمون می‌شود. همچنین، به منظور تخمین ضرایب مدل دوربین فضایی از روش حداکثر راستنمایی استفاده شده است که در ادامه و در بخش روش‌شناسی تحقیق به طور کامل توضیح داده می‌شود.

۳. مروری بر مطالعات انجام‌یافته

در این بخش ابتدا به مهم‌ترین مطالعات انجام‌شدهٔ خارجی و داخلی مرتبط با عنوان پژوهش پرداخته و در ادامه وجه تمایز و نوآوری مقالهٔ حاضر نسبت به مطالعات انجام‌شده بیان می‌شود. جدول ۱ خلاصه‌ای از مهم‌ترین مطالعات خارجی مرتبط با موضوع و روش‌شناسی مقالهٔ حاضر را ارائه می‌دهد.

مطالعات داخلی زیادی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست را بررسی کرده‌اند که می‌توان به فطرس و همکاران (۱۳۹۰ و ۱۳۹۱)، فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)، محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱)، میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۰)، حیدری و صادق‌پور (۱۳۹۲)، زیبایی و شیخ زین‌الدین (۱۳۸۸)، واثقی و اسماعیلی (۱۳۸۸) اشاره کرد. فطرس و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده در بازهٔ زمانی ۱۳۴۶- ۱۳۸۶ رابطهٔ بین آلودگی هوا، شدت انرژی و بازبودن اقتصاد ایران را ارزیابی کردند. نتایج تحقیق حاکی از وجود رابطهٔ مثبت و معنادار میان شدت انرژی و آلودگی هوا و ارتباط مثبت بین بازبودن اقتصاد و آلودگی هوا در بلندمدت است.

جدول ۱. خلاصهٔ مهم‌ترین مطالعات خارجی مرتبط با موضوع و روش‌شناسی مقاله

ردیف	نویسندگان	جامعهٔ آماری- [دورهٔ زمانی]	روش تخمین	خلاصهٔ نتایج
۱.	Maddison, 2006	۱۳۵ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته- [۲۰۰۰ -۱۹۹۰]	اقتصادسنجی فضایی پانلی تجمیعی[۱۶]	✓ تأیید فرضیهٔ EKC فضایی، سرریز فضایی مثبت آلودگی.
۲.	Sadorsky, 2013	۱۶ کشور نوظهور در حال توسعه- [۲۰۰۹ -۱۹۷۱]	تخمین‌زن پانلی میانگین گروهی[۱۷]	✓ رابطهٔ مثبت و معنی‌دار شدت انرژی و وفور ثروت با آلودگی، تأثیر مثبت اما بی‌معنی درجهٔ شهرنشینی در انتشار CO_2.
۳.	Lau, et al., 2014	کشور مالزی- [۲۰۰۸ -۱۹۷۰]	مدل‌های خودرگرسیونی با وقفهٔ توزیعی و علیت گرنجر	✓ تأیید فرضیهٔ EKC در حضور سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجهٔ بازبودن تجاری به‌منزلهٔ متغیرهای توضیحی، تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجهٔ بازبودن تجاری در انتشار آلودگی.
۴.	Burnett, et al., 2013	ایالات متحدهٔ امریکا- [۲۰۰۸ -۱۹۷۰]	اقتصادسنجی فضایی پانلی	✓ تأیید فرضیهٔ EKC فضایی، سرریز فضایی مثبت رشد اقتصادی و سرریز فضایی منفی قیمت حامل‌های انرژی.
۵.	Zhao, et al., 2014	۳۰ استان چین [۲۰۱۰ -۱۹۹۱]	اقتصادسنجی فضایی پانلی تجمیعی	✓ تأثیر منفی و معنادار تولید سرانهٔ استان‌ها در شدت کربن دی اکسید، سرریز فضایی مثبت آلودگی و شوک‌های انرژی.
۶.	Wang, et al., 2013	۱۵۰کشور با جمعیت بیش از ۱ میلیون نفر- سال ۲۰۰۵	اقتصادسنجی فضایی مقطعی	✓ عدم تأیید فرضیهٔ EKC برای شاخص آثار اکولوژیکی، سرریز فضایی مثبت رشد اقتصادی و ظرفیت بیولوژیکی[۱۸].
۷.	Hosseini & Kaneko, 2013	۱۲۹ کشور منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته- [۲۰۰۷ -۱۹۸۰]	اقتصادسنجی فضایی پانلی به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط- ماتریس وزنی نهادی	✓ تأیید فرضیهٔ EKC برای شدت کربن دی اکسید، سرریز فضایی کیفیت محیط‌زیست از طریق ماتریس وزنی نهادی.

منبع: تلخیص از سوی نویسندگان.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعهٔ خود فرضیهٔ منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را با استفاده از اطلاعات سری زمانی سالانهٔ اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۹۶۰– ۲۰۰۶ و با بهره‌گیری از روش غیرخطی انتقال ملایم آزمون کردند. آن‌ها در این تحقیق از گاز دی اکسید کربن به‌منزلهٔ شاخص آلودگی محیط‌زیست استفاده کردند. در این مطالعه فرضیهٔ EKC برای اقتصاد ایران تأیید نشد، اما در مقابل رابطهٔ مثبت غیرخطی بین درآمد سرانه و انتشار دی اکسید کربن سرانه اثبات شد. همچنین، نرخ افزایش آلودگی در رژیم اول نسبت به رژیم دوم که شامل سطوح بالای درآمدی است، بیشتر است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعهٔ خود فرضیهٔ EKC را برای کشورهای منطقهٔ منا با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پانلی تجمیعی (ادغام‌شده) برای دورهٔ ۱۹۹۰– ۲۰۰۹ آزمون کردند. طبق نتایج، فرضیهٔ EKC همراه آثار سرریز مجاورتی مثبت آلودگی برای کشورها تأیید و کشش فضایی انتشار آلودگی ۰/۶۴ درصد ارزیابی شد. بنابراین، در صورتی که میانگین وزنی انتشار آلودگی (CO_2 سرانه) در کشورهای مجاور یک کشور در کشورهای منا، یک درصد افزایش یابد؛ به طور متوسط انتشار آلودگی آن کشور ۰/۶۴ درصد افزایش می‌یابد.

میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۰) در مطالعهٔ خود فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس را برای دو آلایندهٔ دی اکسید کربن و ذرات معلق در حوزهٔ کشورهای آسیایی، طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۹– ۲۰۰۷ آزمون کردند. آن‌ها بدین منظور از دو مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) و خطای فضایی (SEM) در چارچوب داده‌های تابلویی استفاده کردند. طبق نتایج سرریز فضایی آلاینده‌های دی اکسید کربن و ذرات معلق به ترتیب ۱۰ و ۱۷ درصد از تغییرات آلاینده‌ها در کشورهای منتخب آسیایی (۳۵ کشور) را توضیح می‌دهند. همچنین، رابطهٔ U معکوس بین انتشار دی اکسید کربن سرانه و درآمد سرانه پذیرفته شده است، در حالی که رابطهٔ بین ذرات معلق (در هر متر مکعب) و درآمد سرانه مثبت و افزایشی است.

فطرس و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعهٔ خود عوامل مؤثر در انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه در ایران را با استفاده از مدل STIRPAT طی بازهٔ زمانی ۱۳۴۶– ۱۳۸۵ بررسی کردند. آن‌ها به منظور استخراج بردارهای هم‌جمعی و ضرایب بلندمدت از روش یوهانسن– یوسیلیوس استفاده کردند. طبق نتایج متغیرهای شدت انرژی، درجهٔ شهرنشینی و جمعیت تأثیر مثبت و معنادار در انتشار گاز دی اکسید کربن دارند. همچنین، فرضیهٔ EKC در چارچوب مدل STIRPAT پذیرفته شد، به این معنی که رشد اقتصادی ابتدا سبب افزایش آلودگی هوا و با تداوم رشد و از جمله بهبود روش‌های استفاده از انرژی، میزان آلودگی هوا کاسته شده است.

حیدری و صادق‌پور (۱۳۹۲) فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس را با تأکید بر شاخص توسعهٔ مالی برای سه گروه درآمدی کشورها طی بازهٔ زمانی ۱۹۸۰– ۲۰۱۰ آزمون کردند. آن‌ها با استفاده از روش تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته در چارچوب داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که تأثیر شاخص توسعهٔ مالی در آلودگی محیط‌زیست در کشورهای با گروه درآمدی مختلف، متفاوت است؛ به طوری که این شاخص در کشورهای با درآمد سرانهٔ کم اثر فزاینده، در کشورهای با درآمد سرانهٔ متوسط بی‌معنی و در کشورهای با درآمد سرانهٔ بالا اثر کاهنده در آلودگی محیط‌زیست دارد. همچنین، منحنی زیست‌محیطی کوزنتس فقط در کشورهای با گروه درآمدی سرانهٔ بالا تأیید می‌شود. بنابراین، رویکرد نوین جهان را باید حرکت به سوی محیط‌زیست اقتصادی دانست. رویکردی که به لزوم تقویت و حمایت همه‌جانبه به وسیلهٔ تعامل میان‌رشته‌ای بین متخصصان محیط‌زیست، کارشناسان حوزهٔ اقتصادی و دولت‌مردان حوزهٔ سیاست بیش از پیش تأکید می‌کند.

در جمع‌بندی مطالعات و به ویژه مطالعات داخلی می‌توان بیان کرد که صادق‌بودن فرضیهٔ EKC در این مطالعات به روش تخمین، مدل تصریح شده و مقاطع

(کشورهای) درنظر گرفته‌شده بستگی دارد. وجه تمایز این پژوهش نسبت به مطالعات داخلی در روش تخمین و مدل برازش شده است. در اغلب مطالعات داخلی به جز دو مطالعهٔ میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۰) و محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱)، از روش‌های کلاسیک مرسوم و اقتصادسنجی غیرخطی برای بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست و عوامل مؤثر در انتشار آلودگی استفاده شده است. در این مطالعه از روش جدید اقتصادسنجی فضایی پانلی با لحاظ آثار ثابت برای بررسی عوامل مؤثر در آلودگی جوی و آزمون فرضیهٔ EKC استفاده شده است. نوآوری این مطالعه نسبت به مطالعات میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۰) و محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱)، استفاده از تصریح دوربین فضایی (SDM) و کاربرد دو نوع ماتریس وزنی متفاوت مجاورت و فاصله- معکوس برای مدل‌سازی آثار سرریز فضایی آلودگی و شدت انرژی (معیار سطح تکنولوژی) است. بحران اکولوژیک دریای خزر به علت بسته‌بودن آن، انتشار روزافزون آلاینده‌ها با رشد سریع کشورهای ساحلی دریای خزر، منطقهٔ قفقاز و آسیای مرکزی، ضرورت همکاری منطقه‌ای برای مقابله با انتشار آلودگی را ایجاب می‌کند. به عبارت دیگر، اتخاذ تصمیم‌ها و سیاست‌های زیست‌محیطی بهینه و منصفانه در کنوانسیون محیط‌زیست دریای خزر معروف به کنوانسیون تهران مستلزم شناخت کافی از عوامل انتشاردهندهٔ آلودگی جوی و محیطی در کشورهای حوزهٔ دریای خزر است.

۴. روش‌شناسی تحقیق

۱.۴. معرفی متغیرها، مدل تحقیق و روش تخمین

مدل استفاده‌شده در این مطالعه با انجام تعدیلاتی بر مدل استفاده‌شده در کارهای تجربی Liddle و Lung در سال ۲۰۱۰، Martinez و Maruotti در سال ۲۰۱۱ و Poumanyvong و Kaneko در سال ۲۰۱۰ است. مدل IPAT بر اساس نفوذ (تأثیر)[19] (I)، جمعیت[20] (P)، وفور و فراوانی[21] (A) و تکنولوژی[22] (T) است که Ehrlich و Holdren در سال ۱۹۷۱ آن را توسعه دادند. مدل IPAT آثار زیست‌محیطی را به جمعیت، تولید سرانه و تکنولوژی ربط می‌دهد:

$$I = P \times A \times T \qquad (۸)$$

مدل IPAT به علت سادگی آماری و اقتصادسنجی با انتقاداتی مواجه شد که در نتیجه Dietz و Rosa در سال ۱۹۹۷ شکل تصادفی STIRPAT زیر را تصریح کردند:

$$I_{it} = \alpha_i P_{it}^{b} A_{it}^{c} T_{it}^{d} \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

که در آن i و t به ترتیب نشانگر مقطع و زمان، αi بیانگر آثار خاص کشوری و ε_{it} نشان‌دهندهٔ جزء اخلال تصادفی است. با گرفتن لگاریتم طبیعی از معادلهٔ ۹ تصریح خطی مناسب به منظور تخمین در چارچوب داده‌های تلفیقی فراهم شده است. همچنین، وقتی تمامی متغیرها به لگاریتم طبیعی بیان می‌شوند، ضرایب بیانگر کشش خواهند بود.

$$\ln I_{it} = \nu_i + b \ln(P_{it}) + c \ln(A_{it}) + d \ln(T_{it}) + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

تعدیلات صورت‌گرفته در مدل STIRPAT ذکرشده در این مطالعه، واردکردن وقفهٔ فضایی متغیر وابستهٔ انتشار دی اکسید کربن سرانه و وقفهٔ فضایی متغیر توضیحی شدت انرژی به‌منزلهٔ متغیرهای توضیحی جدید و لحاظ درجهٔ شهرنشینی (نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت) به جای متغیر جمعیت (P) است. با لحاظ این تعدیلات مدل دوربین فضایی (SDM) تخمینی به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln I_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} I_j + \theta \sum_{j=1}^{n} D_{ij} T_{ij} + b \ln(U_{it}) + c \ln(A_{it}) + d \ln(T_{it}) + \nu_i + \varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

که در آن $In\ I_{it}$، لگاریتم طبیعی انتشار دی اکسید کربن سرانه به‌منزلهٔ شاخص آلودگی هوا، $In(U_{it})$، لگاریتم طبیعی درجهٔ شهرنشینی، $In(A_{it})$، لگاریتم طبیعی درآمد سرانهٔ واقعی (GDP) سرانه به دلار ثابت بین‌الملل سال ۲۰۰۵

امریکا) به‌منزلهٔ شاخص وفور ثروت و رفاه، ($\ln(T_{it})$، لگاریتم طبیعی شدت انرژی به‌منزلهٔ شاخص سطح تکنولوژی مطابق کارهای تجربی Liddle و Lung در سال ۲۰۱۰ و Martinez و Maruotti در سال ۲۰۱۱ است. شدت انرژی استفاده‌شده در این مطالعه برای تولید یک دلار ثابت بین‌الملل سال ۲۰۰۵ امریکاست. عبارت‌های $\sum_{j=1}^{n} W_{ij}I_j$ و $\sum_{j=1}^{n} D_{ij}T_j$ به ترتیب بیانگر عبارت خودرگرسیون فضایی به منظور مدل‌سازی آثار سرریز فضایی آلودگی و تکنولوژی است. خودرگرسیون فضایی در واقع میانگین موزون فضایی انتشار آلودگی و تکنولوژی در پانل است که ρ و θ به ترتیب شدت این آثار سرریز فضایی را نشان می‌دهند.

W ماتریس وزنی مجاورتی و D ماتریس وزنی فضایی فاصله- معکوس است. ماتریس مجاورتی عناصر ۰ و ۱ را شامل می‌شود که در آن عناصر روی قطر اصلی برابر صفر و عناصر خارج از قطر اصلی در صورتی که دو کشور مجاور و همسایهٔ همدیگر باشند مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر را اختیار می‌کنند. در این پژوهش ماتریس مجاورت بر اساس مجاورت ملکه مانند[۲۳] برای کشورهای حوزهٔ دریای خزر ساخته و نرمال سطری شده است (اکبری، ۱۳۸۴). اما با توجه به کارهای پژوهشی صورت‌گرفته از سوی Keller در سال ۲۰۰۲ ماهیت سرریز فضایی تکنولوژی طوری است که طی فاصله کاهش می‌یابد و در آن کشورهای مجاور بیشترین تأثیر را دارند و شدت این آثار سرریز رفته رفته کاهش می‌یابد. بنابراین، D ماتریس وزنی فضایی جغرافیایی فاصله- معکوس است که در آن کشورهای مجاور و همسایه بیشترین وزن و کشورهای دور از هم، کمترین وزن را می‌گیرند. عناصر d^{*}_{ij} در ماتریس چگونگی ارتباط فضایی کشور i با j را از نظر فاصله نشان می‌دهد که به صورت $\frac{1}{d_{ij}}$ یا $\frac{1}{d_{ij}^{2}}$ تعریف می‌شود. به منظور تعیین فاصله بین دو واحد (کشور) از دو تابع اقلیدسی[۲۴] و مینکووسکی[۲۵] استفاده می‌شود. در این پژوهش از تابع اقلیدسی به منظور محاسبهٔ فاصلهٔ بین دو کشور i و j استفاده شده است.

$$d_{ij} = \sqrt{(x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2} \qquad (۱۲)$$

که در آن x_i و y_i به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور i، x_j و y_j به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور j محسوب می‌شوند. در این پژوهش ابتدا ماتریس فاصلهٔ معکوس بر اساس رابطهٔ $\frac{1}{d_{ij}}$ در ابعاد ۱۱×۱۱ ساخته، سپس نرمال سطری می‌شود. در نرمال سطری هر عنصر سطر بر مجموع سطر تقسیم و پس از نرمال‌سازی ماتریس جمع هر سطر برابر با یک می‌شود. بنابراین، اگر عناصر ماتریس وزنی فضایی را بعد از نرمال‌سازی d^{**}_{ij} تعریف کنیم، برابر خواهد بود با:

$$d^{**}_{ij} = \frac{d^{*}_{ij}}{\sum_{j=1}^{N} d^{*}_{ij}} \qquad (۱۳)$$

که از ضرب این ماتریس نرمال سطری‌شده در متغیر توضیحی لگاریتم طبیعی شدت انرژی، متغیر تأخیر فضایی حاصل می‌شود. همچنین، بر اساس رابطهٔ $\frac{1}{d_{ij}}$، هر چه بعد مسافت دورتر یا فاصلهٔ اقتصادی بین دو کشور بیشتر باشد، این وزن نسبی کمتر و بیانگر آن است که با افزایش فاصلهٔ آثار سرریز تکنولوژی کاهش می‌یابد (Kelejian & Prucha, 2010). همچنین، به منظور بررسی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) مربع وفور ثروت (درآمد سرانه واقعی) به مدل ۱۱ وارد و مدل زیر تصریح می‌شود:

(۱۴)

$$\ln I_{it} = \rho\sum_{j=1}^{n} W_{ij}I_j + \theta\sum_{j=1}^{n} D_{ij}T_{ij} + b\ln(U_{it}) + c\ln(A_{it}) + d\ln(T_{it}) + \beta(\ln(A_{it}))^2 + \nu_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن $(\ln(A_{it}))^2$، مربع درآمد سرانهٔ واقعی و β ضریب مربوطه است. در صورتی که مقدار تخمینی برای c و β به ترتیب مثبت و منفی و از نظر آماری معنادار باشد فرضیهٔ EKC برای کشورهای حوزهٔ دریای خزر پذیرفته می‌شود.

۵. آزمون‌های تشخیصی

۱.۵. آزمون خودهمبستگی تابلویی Wooldridge در سال ۲۰۰۲ و ناهمسانی واریانس پانلی

با توجه به اینکه پانل تحت بررسی در این مطالعه دارای عناصر مکانی و زمانی است، وجود همبستگی سریالی و ناهمسانی می‌تواند تصریح صحیح مدل فضایی را تأیید کند. فرضیهٔ صفر در آزمون خودهمبستگی تابلویی Wooldridge در سال ۲۰۰۲ نبود خودهمبستگی مرتبهٔ اول و فرضیهٔ مقابل وجود خودهمبستگی سریالی مرتبهٔ اول جملات اخلال در مدل‌سازی تابلویی است. آزمون ناهمسانی واریانس پانلی برای اولین بار از سوی Poi و Wiggins در سال ۲۰۰۱ مطرح شد. فرضیهٔ صفر در آزمون ناهمسانی واریانس، همسانی و فرضیهٔ مقابل ناهمسانی واریانس است. وجود خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی در داده‌های مکانی (مکانی و زمانی) خودهمبستگی فضایی و ناهمسانی فضایی نامیده می‌شود (گجراتی، ۱۹۹۵) که اقتصاسنجی فضایی تابلویی (مقطعی) ابزار قدرتمندی برای مدل‌سازی در این مواقع است.

۲.۵. آزمون F و هاسمن فضایی

در اقتصادسنجی تابلویی فضایی نیز همانند داده‌های تابلویی مرسوم برای آزمون معنی‌داری روش داده‌های تابلویی از آمارهٔ آزمون F استفاده می‌شود که به آمارهٔ «F فضایی» معروف است.

(۱۵)

$$\text{Spatial } F_{(N-1,NT-N-K)} = \frac{\left(R^2_{\text{spatial Fixed}} - R^2_{\text{spatial Pooling}}\right)/(N-1)}{\left(1-R^2_{\text{spatial Fixed}}\right)/(NT-N-K)}$$

که در آن، N تعداد مقاطع (کشورها)، K تعداد متغیرهای توضیحی و T تعداد مشاهدات طی زمان است. فرضیهٔ صفر در این آزمون دلالت بر همگن‌بودن آثار انفرادی واحدهای مکانی دارد، در حالی که فرضیهٔ مقابل نشان‌دهندهٔ ناهمگونی بین واحدهای مکانی است. در مرحلهٔ بعد از آزمون هاسمن[۲۶] فضایی برای انتخاب بین دو مدل آثار ثابت و تصادفی استفاده می‌شوند. مدل آثار ثابت فضایی[۲۷] این امکان را می‌دهد که ویژگی انفرادی بنگاه‌ها یا واحدهای انفرادی با یکدیگر متفاوت باشد، به این معنی که عرض از مبدأ متفاوتی برای هر گروه وجود دارد، در حالی که در مدل آثار تصادفی فضایی[۲۸] ویژگی‌های فردی و زمانی به وسیلهٔ جملهٔ خطا وارد می‌شوند (حمیدی و شهبازی، ۱۳۹۳؛ حیدری و صادق‌پور، ۱۳۹۲).

۳.۵. آزمون‌های ریشهٔ واحد پانلی همگن و ناهمگن

آزمون‌های ریشهٔ واحد تابلویی مانایی و نامانایی را در یک پانل بررسی می‌کنند. متغیرهای ایستا (مانا) تخمین‌های حاصل مشکل رگرسیون ساختگی (کاذب) را نخواهند داشت، اما چنانکه متغیرها ایستا نباشند باید رابطهٔ هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بررسی شود. در آمارهٔ آزمون‌های لوین، لین و چو[۲۹]، ایم، پسران و شین[۳۰] و برتونگ[۳۱] فرض صفر مبنی بر ناایستایی (نامانایی) است و در آمارهٔ آزمون هادری[۳۲] فرضیهٔ صفر مبنی بر ایستایی (مانایی) است. Baltagi و همکاران (۲۰۰۷) در مطالعهٔ خود با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو[۳۳] عنوان کردند که در صورت وابستگی فضایی مقطعی در پانل، آزمون‌های ریشهٔ واحد متداول دچار خطای تخمین می‌شوند. آن‌ها عنوان کردند که در پانل‌های ناهمگن، آزمون‌های ریشهٔ واحد با لحاظ همبستگی مقطعی عملکرد بهتری نسبت به آزمون‌های ریشهٔ واحد متداولی دارند که مقاطع را مستقل در نظر می‌گیرند (Baltagi et al., 2007). بنابراین، به منظور بررسی واقعی‌تر ریشهٔ واحد از آزمون ریشهٔ واحد پانلی Pesaran در سال ۲۰۰۷ با لحاظ همبستگی مقطعی[۳۴] استفاده شده است. فرضیهٔ صفر در این آزمون ریشهٔ واحد همگن و فرضیهٔ مقابل عدم ریشهٔ واحد (مانایی) ناهمگن است (Pesaran, 2007).

۶. داده و پایگاه آماری

جامعهٔ آماری این تحقیق در برگیرندهٔ ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر شامل؛ ایران، کشورهای آسیای میانه (ترکمنستان، ازبکستان، قزاقستان، قرقیزستان و تاجیکستان)، منطقهٔ قفقاز (آذربایجان، ارمنستان و گرجستان)، ترکیه و روسیه به منظور برازش عوامل مؤثر در آلودگی جوی تحت تأثیر سرریز فضایی رشد اقتصادی و تکنولوژی طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۲- ۲۰۱۰ است. شایان یادآوری است که آمار و اطلاعات لازم برای متغیرهای تحقیق از لوح فشردهٔ شاخص‌های توسعهٔ بانک جهانی (۲۰۱۲) و آژانس اطلاعات انرژی امریکا استخراج (EIA, 2014., WDI, 2012) و مدل تجربی تحقیق با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای Stata/SE 12.0 و Eviews/7.0 برآورد شده است. همچنین، به منظور تعیین ماتریس مجاورتی و مختصات طول و عرض جغرافیایی مورد نیاز برای ماتریس فاصله- معکوس فضایی از سامانهٔ اطلاعات جغرافیایی (GIS)[۳۵] استفاده شده است.

۷. نتایج تجربی تحقیق

۱.۷. نتایج آزمون‌های تشخیصی

در این تحقیق از آزمون‌های ریشهٔ واحد لوین، لین و چو (LLC) و ایم، پسران و شین (IPS) به دلیل جامعیت بر سایر آزمون‌های ریشهٔ واحد پانلی و نتایج بهتر و دقیق‌تر استفاده شده است و نتایج آن گزارش می‌شود. آزمون لوین، لین و چو (LLC) آزمون ریشهٔ واحد را با لحاظ آثار مشترک مقطعی بررسی و آزمون ایم، پسران و شین (IPS) ریشهٔ واحد را با لحاظ آثار انفرادی مقطعی آزمون می‌کند.

با توجه به نتایج آزمون ریشهٔ واحد پانلی بدون لحاظ همبستگی مقطعی (جدول ۲) بر اساس آزمون ریشهٔ واحد LLC تمامی متغیرهای مدل در سطح ماناست و فرضیهٔ صفر ریشهٔ واحد در آن‌ها رد می‌شود. جدول ۳، نتیجهٔ آزمون ریشهٔ واحد پانلی Pesaran در سال ۲۰۰۷ را با لحاظ همبستگی مقطعی نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد پانلی کلاسیک (بدون لحاظ همبستگی مقطعی) برای سطح متغیرهای مدل

متغیرها	IPS		LLC	
	با روند و عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ	با روند و عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ
In I	-۳/۹۵ (۰/۰۰)***	-۲/۴۸ (۰/۰۰)***	-۵/۶۰ (۰/۰۰)***	-۲/۶۱ (۰/۰۰)***
In A	-۵/۱۷ (۰/۰۰)***	۲/۱۱ (۰/۹۸)	-۵/۶۴ (۰/۰۰)***	-۰/۲۰ (۰/۴۱)
In U	۰/۶۶ (۰/۷۴)	-۰/۱۸ (۰/۴۲)	-۳/۱۱ (۰/۰۰)***	-۱/۰۲ (۰/۱۵)
In T	-۰/۰۳ (۰/۴۸)	۳/۲۸ (۰/۹۹)	-۲/۴۲ (۰/۰۰)***	۱/۰۸ (۰/۸۶)

منبع: یافته‌ها. اعداد داخل پرانتز () بیانگر احتمال مربوطه‌اند. ***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشهٔ واحد پانلی Pesaran در سال ۲۰۰۷ با لحاظ همبستگی مقطعی برای سطح متغیرهای مدل

متغیرها	آمارهٔ CIPS		
	بدون روند و عرض از مبدأ	با روند و عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ
In I	-۱/۵۳***	-۲/۸۸۵***	-۱/۹۸۸***
In A	-۱/۷۰۹***	-۲/۴۸۲***	-۲/۵۳۴
In U	-۰/۶۶۱***	-۱/۶۰۶***	-۰/۲۲۲***
In T	-۱/۷۴۹***	-۲/۶۴۵***	-۲/۲۶۱***

منبع: یافته‌ها. ***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد، مقادیر بحرانی از مقالهٔ Pesaran در سال ۲۰۰۷ استخراج شده است.

در آزمون ریشهٔ واحد تابلویی Pesaran با لحاظ همبستگی مقطعی نیز فرضیهٔ صفر ریشهٔ واحد با در نظر گرفتن پانل همگن و مقاطع مستقل با قدرت بیشتری رد و در مقابل مانایی با لحاظ همبستگی مقطعی و پانل ناهمگن پذیرفته می‌شود. بنابراین، طبق هر دو آزمون، می‌توان از سطح متغیرها برای برآورد مدل استفاده کرد و از مشکل رگرسیون کاذب دوری جست.

با توجه به نتایج جدول ۴، خودهمبستگی سریالی جملات اخلال برای پانل تحت بررسی در سطح معنی‌داری ۱ درصد پذیرفته می‌شود. همچنین، فرضیهٔ همسانی واریانس در سطح معنی‌داری یک درصد مورد قبول واقع نشده است و ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت که پانل تحت بررسی دارای خودهمبستگی سریالی فضایی و ناهمسانی واریانس فضایی است و مدل‌سازی‌های آماری باید با لحاظ بعد فضا (مکان) انجام شود. فرضیهٔ صفر همگن‌بودن آثار انفرادی واحدهای مکانی رد و معنی‌داربودن روش داده‌های تابلویی فضایی پذیرفته می‌شود. در مرحلهٔ بعد به منظور آزمون انتخاب مدل آثار تصادفی فضایی و با آثار ثابت فضایی از آمارهٔ آزمون هاسمن بهره گرفته می‌شود. فرضیهٔ صفر در آزمون هاسمن کارابودن روش آثار تصادفی نسبت به آثار ثابت و فرضیهٔ مقابل برتری آثار ثابت نسبت به آثار تصادفی است. با توجه به نتایج، فرضیهٔ صفر آزمون هاسمن در سطح معنی‌داری ده درصد رد می‌شود و روش آثار ثابت نسبت به روش آثار تصادفی کاراتر و مدل مناسب‌تری است. شایان یادآوری است که به لحاظ نظری نیز باید مدل با لحاظ آثار ثابت مقطعی برازش شود، زیرا پارامترهای ساختاری کشورها از قبیل نرخ پس‌انداز، سطح تکنولوژی، ویژگی‌های نهادی و غیره ... با یکدیگر متفاوت‌اند و باید در مدل لحاظ شوند و بدین ترتیب از وقوع خطای متغیر حذف‌شده (OVB)[۳۶] اجتناب می‌شود.

۲.۷. نتایج تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق

در این قسمت حالت دوربین فضایی برای مدل STIRPAT با لحاظ آثار سرریز مجاورتی آلودگی و سرریز فضایی شدت انرژی برازش می‌شود.

جدول ۵ نتایج تخمین مدل STIRPAT فضایی برای کشورهای حوزهٔ دریای خزر را طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۲–۲۰۱۰ نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود علامت تمامی ضرایب متغیرهای مدل مطابق انتظارات نظری و از لحاظ آماری معنی‌دار است. کشش انتشار آلودگی نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه برابر با ۰/۷۷ است، بدان معنا که در صورت یک درصد افزایش درآمد سرانه، انتشار کربن دی اکسید سرانه به طور متوسط ۰/۷۷ درصد افزایش می‌یابد. کشش انتشار آلودگی نسبت شدت انرژی (معیار تکنولوژی) برابر ۰/۴۶ برآورد شده است، بنابراین در صورت افزایش یک درصدی شدت انرژی (کاهش یک درصدی تکنولوژی)، انتشار کربن دی اکسید سرانه به طور متوسط ۰/۴۶ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش شدت انرژی، انرژی بیشتری نسبت به قبل به ازای تولید یک واحد درآمد سرانه مصرف می‌شود. با افزایش مصرف انرژی و سوخت‌های فسیلی انتشار کربن دی اکسید سرانه نیز افزایش می‌یابد که این به معنای کاهش کارایی انرژی و سطح تکنولوژی در نظر گرفته شده است. کشش انتشار آلودگی نسبت به درجهٔ شهرنشینی مثبت و برابر ۱/۹۷ برآورد شده است. لذا، در حوزهٔ کشورهای دریای خزر در صورت افزایش یک درصدی شهرنشینی، انتشار کربن دی اکسید سرانه به طور متوسط ۱/۹۷ درصد افزایش می‌یابد. بزرگ‌بودن کشش شهرنشینی انتشار آلودگی (۱/۹۷) نسبت به بقیهٔ ضرایب متغیرهای مدل حاکی از بزرگ‌بودن اثر مقیاس و گذر زیست‌محیطی شهری نسبت به اثر تراکم شهری است. نبود زیرساخت‌های مناسب شهری، بهره‌وری پایین انرژی در بخش شهری سبب افزایش انتشار کربن دی اکسید و آلودگی جوی در کشورهای حوزهٔ دریای خزر می‌شود.

جدول ۴. آزمون‌های تشخیصی- متغیر وابستهٔ انتشار کربن دی اکسید سرانه

ردیف	نوع آزمون	آمارهٔ تخمینی	ارزش احتمال (PV)
۱.	خودهمبستگی سریالی پانلی	۷۹/۸۰۲	۰/۰۰***
۲.	ناهمسانی واریانس پانلی	۲۲۵/۰۱	۰/۰۰***
۳.	F فضایی	۲۲۳۸/۹۵	۰/۰۰۰***
۴.	هاسمن فضایی	۱۰/۸۴	۰/۰۵۴*

منبع: یافته‌ها.***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد،*: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل STIRPAT فضایی با لحاظ آثار ثابت کشوری

متغیرهای مستقل	ضریب	آمارهٔ z	ارزش احتمال (PV)
IN A	۰/۷۷	۹/۳۵	۰/۰۰***
In T	۰/۴۶	۷/۵۱	۰/۰۰***
In U	۱/۹۷	۴/۷۷	۰/۰۰***
P	۰/۲۲	۳/۳۷	۰/۰۰***
θ	۰/۳۱	۳/۶۷	۰/۰۰***
آزمون Wald و LR	فرضیهٔ صفر	آماره	ارزش احتمال (PV)
آزمون معنی‌داری متغیر وقفهٔ فضایی آلودگی	(ρ=0)	۱۱/۳۳	۰/۰۰۰۸***
آزمون معنی‌داری متغیر وقفهٔ فضایی شدت انرژی	(θ=0)	۱۳/۴۶	۰/۰۰۰۲***
آزمون نسبت درستنمایی (LR)	عدم تصریح صحیح مدل فضایی	۹/۳۹	۰/۰۰۲۲***

منبع: یافته‌ها، ***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد.

ویژگی مهم مدل دوربین فضایی این است که همزمان به متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی اجازهٔ تعاملات فضایی را می‌دهد. مطابق مبانی نظری در این تحقیق نیز مدل STIRPAT با لحاظ تعاملات فضایی برای متغیر توضیحی تکنولوژی (شدت انرژی) و متغیر وابستهٔ انتشار آلودگی برآورد شده است. ضریب خودرگرسیون فضایی انتشار آلودگی برابر با ۰/۲۲ بوده است، بدان معنی که بخشی از آلودگی کشورهای حوزهٔ دریای خزر ناشی از اثر مجاورت است و در صورت افزایش یک درصدی انتشار آلودگی در کشورهای مجاور کشور در حوزهٔ دریای خزر، انتشار کربن دی اکسید سرانهٔ آن کشور به طور متوسط ۰/۲۲ درصد افزایش می‌یابد. کشش فضایی انتشار آلودگی نسبت به میانگین وزنی شدت انرژی برابر ۰/۳۱ برآورد شده است. این بدان معنی است که در صورت افزایش یک

درصدی شدت انرژی (کاهش یک درصدی سطح تکنولوژی) کشورهای حوزهٔ دریای خزر، انتشار کربن دی اکسید سرانهٔ یک کشور به طور متوسط ۰/۳۱ درصد افزایش می‌یابد و شدت آثار سرریز فضایی از کشورهای مجاور بیشتر است و طی فاصله کاهش می‌یابد. تفسیر این ضریب به کمک تجزیهٔ آثار کل به مستقیم و غیرمستقیم میسر است، به طوری که طبق آثار مستقیم، افزایش شدت انرژی موجب افزایش انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه در یک کشور می‌شود و از طریق تأثیر غیرمستقیم در انتشار گاز دی اکسید کربن، سرانهٔ کشورهای مجاور سرریز می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود طبق آزمون والد[۳۷] و نسبت درستنمایی (LR)[۳۸]، ضرایب فضایی در سطح ۱ درصد معنی‌دار و مدل دوربین فضایی نیز دارای تصریح صحیح است.

جدول ۶ نتایج تخمین فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) در چارچوب مدل STIRPAT فضایی را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضرایب متغیر وفور ثروت و مربع متغیر وفور ثروت به ترتیب مثبت و منفی و از لحاظ آماری معنادارند. بنابراین، با در نظر گرفتن شدت انرژی و درجهٔ شهرنشینی به‌منزلهٔ متغیرهای توضیحی اضافی و لحاظ آثار سرریز فضایی شدت انرژی و آلودگی، فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس برای ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر طی بازهٔ تحقیق صادق و کیفیت محیط‌زیست در مراحل اولیهٔ رشد اقتصادی کاهش یافته است، اما به محض آنکه درآمد سرانه از آستانهٔ معین[۳۹] تجاوز می‌کند، کیفیت محیط‌زیست نیز افزایش و انتشار آلودگی جوی کاهش می‌یابد.

همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد رابطهٔ خودکار و از پیش تعریف‌شدهٔ رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست (فرضیهٔ EKC) برای کشورهای مورد تحقیق در صورتی برقرار است که اثر متغیرهای برون‌زای دیگر مانند سطح شدت انرژی (معیار سطح تکنولوژی)، درجهٔ شهرنشینی، وقفهٔ فضایی آلودگی، وقفهٔ فضایی شدت انرژی و عوامل خاص کشوری در مدل لحاظ شوند. شایان یادآوری است که مطابق نتایج جدول ۶، کشش انتشار آلایندهٔ جوی دی اکسید کربن سرانه نسبت به مربع متغیر وفور ثروت (درآمد سرانهٔ واقعی) کم است و بعد از درآمد آستانه هم، با افزایش درآمد سرانهٔ واقعی انتشار دی اکسید کربن سرانه با شیب کمتری کاهش می‌یابد (۰/۰۶۷-). به عبارت دیگر، برای کشورهای تحت بررسی، رشد اقتصادی (افزایش درآمد سرانه) جانشین کاملی برای سیاست‌های زیست‌محیطی نیست و باید اثر متغیرهای دیگر نیز کنترل شود.

جدول ۶. نتایج تخمین فرضیهٔ EKC در چارچوب مدل STIRPAT فضایی با لحاظ آثار ثابت کشوری

متغیرهای مستقل	ضریب	آمارهٔ z	ارزش احتمال (PV)
In A	۱/۸۷	۳/۴۵	۰/۰۰۱***
$(In A)^2$	۰/۰۶۷-	۲/۰۶-	۰/۰۴۰**
In T	۰/۴۶	۷/۶۵	۰/۰۰۰***
In U	۲/۱۹	۵/۱۷	۰/۰۰۰***
ρ	۰/۲۳	۳/۴۴	۰/۰۰۱***
θ	۰/۲۸	۳/۳۳	۰/۰۰۱***

منبع: یافته‌ها. ***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد. **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

۸. جمع‌بندی و بحث

در این مطالعه با استفاده از مدل دوربین فضایی در چارچوب داده‌های تلفیقی (تابلویی) اثر تولید ناخالص داخلی سرانه، شدت انرژی و درجهٔ شهرنشینی در انتشار دی اکسید کربن سرانه در حضور آثار سرریز فضایی آلودگی و تکنولوژی (شدت انرژی) برای ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر طی بازهٔ زمانی ۱۹۹۲– ۲۰۱۰ ارزیابی شده است. بر اساس نتایج، تمامی متغیرهای مدل در سطح ماناست و فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد در متغیرها رد می‌شود. از سوی دیگر، با توجه به سرریز فضایی متغیرها این امکان وجود دارد که مقاطع همبستگی داشته باشند. بدین منظور از آزمون ریشهٔ واحد پانلی Pesaran در سال ۲۰۰۷ با لحاظ همبستگی مقطعی استفاده شده است که طبق نتایج فرضیهٔ ریشهٔ واحد همگن به نفع مانایی با وجود همبستگی مقطعی رد می‌شود. همچنین، ضرایب تمامی متغیرهای توضیحی نیز از لحاظ آماری معنی‌دار و علامت آن‌ها مطابق مبانی نظری تحقیق است. علاوه بر این، آثار سرریز مجاورتی انتشار آلودگی مثبت و معنی‌دار و آلودگی جوی هر کشور تابعی از میانگین وزنی انتشار آلودگی کشورهای مجاور و همسایه است. همچنین، سطح انتشار آلایندهٔ جوی دی اکسید کربن سرانه در یک کشور متأثر از میانگین وزنی فضایی شدت انرژی کشورهای منطقه است به طوری که افزایش شدت انرژی در کشورهای مجاور، تأثیر بیشتری در انتشار دی اکسید کربن سرانه دارد و با افزایش فاصله شدت این آثار کاهش می‌یابد. بنابراین، با توجه به تأثیر مثبت متغیر شدت انرژی و وقفهٔ فضایی شدت انرژی در انتشار آلایندهٔ جوی کربن دی اکسید، باید سیاست‌گذاران کشورهای مذکور با استفاده از راهکارهای قیمتی و غیرقیمتی در سطح ملی و همکاری فنی و تکنولوژیکی در بخش انرژی در سطح منطقه‌ای مقدمات لازم را برای افزایش بهره‌وری انرژی (کاهش شدت انرژی) فراهم کنند. نتایج این مطالعه سازگار با نتایج مطالعات میرشجاعیان حسینی و رهبر (۱۳۹۰) و محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱) است که طبق آن دی اکسید کربن سرانه وابستگی فضایی دارد و از الگوی شناخته‌شدهٔ U معکوس تبعیت می‌کند.

با فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی و پایان جنگ سرد، کشورها و به خصوص جمهوری‌های تازه استقلال‌یافتهٔ منطقه از رقابت ایدئولوژیک دست برداشتند و بر سر بازار و منابع کمیاب به رقابت پرداختند. روند سریع رشد اقتصادی همراه استخراج مواهب طبیعی و مصرف انرژی نتیجه‌ای جز آلودگی جوی و محیطی و بحران‌های اکولوژیک برای کشورهای منطقه نخواهد داشت. کم آبی و خشک‌شدن دریاچه‌ها، تغییر اقلیم و بحران اکولوژیک دریای خزر نمودهای مهم از مشکلات زیست‌محیطی‌اند که کشورهای منطقه (از جمله ایران) با آن مواجه‌اند. سرریز فضایی مثبت آلودگی بر پایهٔ نتایج تحقیق (۰/۲۲ و ۰/۲۳) تأییدکنندهٔ این نکتهٔ مهم است که باید برای کاهش آلودگی در قالب ترتیبات منطقه‌ای عمل کرد، زیرا بخشی از آلودگی جوی کشورهای منطقه متأثر از آلودگی کشورهای مجاور و همسایه است و تنها در صورت همکاری منطقه‌ای و تعهد کشورهای منطقه برای کاهش انتشار آلودگی می‌توان به توسعهٔ پایدار منطقه‌ای دست یافت. از سوی دیگر، تصمیمات چندجانبهٔ گستردهٔ بین‌المللی برای مقابله با آلودگی‌ها و حفاظت از محیط‌زیست روند کند و تدریجی را طی می‌کنند و اصولاً در اجرا نیز به دلیل اختلاف‌نظر کشورهای مختلف با مشکلات زیادی مواجه‌اند، لذا توجه به ترتیبات منطقه‌ای اهمیت فراوانی دارد. سودمندی ترتیبات منطقه‌ای از آنجا مشهود است که علاوه بر امکان استفاده از دستاوردهای نظری ترتیبات بین‌المللی (کپنهاگ، کیوتو و غیره) در یک سطح منطقه‌ای، مطابقت و سازگاری بیشتری نیز با ویژگی‌های اقلیمی و جغرافیایی و مساعدت‌های سیاسی هر منطقه دارند. این وضعیت در ترتیبات مربوط به حمایت و حفاظت از محیط‌زیست دریای خزر می‌تواند نمونهٔ برجسته‌ای را عرضه کند. از سوی دیگر، با توجه به اولویت‌یافتن ژئواکونومیک (اقتصاد

مبتنی بر جغرافیا) بر سیاست مبتنی بر جغرافیا (ژئوپلیتیک) اهمیت منابع در مناطق مشترک بیش از پیش جنبهٔ استراتژیک به خود می‌گیرند که می‌تواند مقدمهٔ مسائل خطیرتری در روابط دولت‌های یک منطقهٔ جغرافیایی مشترک شود. اهمیت مسائل زیست‌محیطی در این خصوص قابل توجه و همکاری در حمایت از محیط‌زیست چنین منطقه‌ای نه تنها به خودی خود واجد اهمیت است، بلکه می‌تواند به‌منزلهٔ عاملی در ممانعت از بروز بحران مطرح باشد (محیط‌زیست در دریای خزر، ۱۳۸۸). در همین راستا در آبان سال ۱۳۸۲ «کنوانسیون محیط‌زیست دریای خزر» به امضای مقامات پنج کشور ساحلی (ج.ا.ایران، آذربایجان، روسیه، ترکمنستان و قزاقستان) در تهران رسید که به کنوانسیون تهران معروف است. کنوانسیون تهران کشورهای ساحلی را موظف به انجام فعالیت‌هایی برای تثبیت وضعیت و جلوگیری از انتشار آلاینده‌ها کرده است (عبدالله‌زاده، ۱۳۹۰؛ کولایی و گودرزی، ۱۳۸۸). علاوه بر این، پیمان‌های زیست‌محیطی در قالب اکو (ECO)[40] که عمدهٔ کشورهای مذکور در آن عضویت دارند، می‌توانند در رسیدن به توسعهٔ پایدار منطقه‌ای و کاهش انتشار آلاینده‌ها مؤثر واقع شوند. از سوی دیگر، با توجه به صادق‌بودن فرضیهٔ EKC برای ۱۱ کشور حوزهٔ دریای خزر، علاوه بر ارتقای درآمد سرانه ضروری است کشورهای منطقه با افزایش بهره‌وری انرژی (کاهش شدت انرژی) و بهبود زیرساخت‌های شهری زمینه‌های لازم را برای کاهش انتشار کربن دی اکسید سرانه مهیا کنند.

پیشنهادهای سیاستی

مهم‌ترین پیشنهادهای گرفته‌شده از نتایج این مطالعه عبارت‌اند از:

۱. معنی‌داری ضریب متغیر سرریز مجاورتی انتشار آلودگی و سرریز فضایی (فاصله- معکوس) متغیر شدت انرژی (به‌منزلهٔ معیار سطح تکنولوژی) حاکی از این واقعیت مهم است که باید در بررسی عوامل انتشار آلایندهٔ دی اکسید کربن سرانه در بین کشورهای حوزهٔ دریای خزر و منطقهٔ قفقاز تأثیر مجاورت و همسایگی را در مدل‌سازی‌های صورت‌گرفته مطالعه کرد تا برآورد انجام‌شده با خطای تخمین مواجه نشود.

۲. کشش انتشار دی اکسید کربن سرانه نسبت به درجهٔ شهرنشینی در هر دو مدل تخمینی نسبت به سایر ضرایب بزرگ است و بیانگر این واقعیت مهم است که درصد بیشتری از تغییرات انتشار آلودگی جوی از طریق تغییرات شهرنشینی توضیح داده می‌شود. بنابراین، توصیه می‌شود سیاست‌گذاران شهری و توسعهٔ پایدار کشورهای مذکور این مهم را در تصمیمات خود لحاظ کنند.

۳. سرریز فضایی مثبت آلودگی بر پایهٔ نتایج تحقیق (۰/۲۲ و ۰/۲۳) تأییدکنندهٔ این نکتهٔ مهم است که باید برای کاهش آلودگی در قالب ترتیبات منطقه‌ای عمل کرد، زیرا بخشی از آلودگی جوی کشورهای منطقه متأثر از آلودگی کشورهای مجاور و همسایه است و تنها در صورت همکاری منطقه‌ای و تعهد کشورهای منطقه برای کاهش انتشار آلودگی می‌توان به توسعهٔ پایدار منطقه‌ای دست یافت. بنابراین، توصیه می‌شود کشورهای مذکور کنوانسیون تهران و پیمان‌های زیست‌محیطی در قالب اکو را بیش از پیش جدی بگیرند.

یادداشت‌ها

1. Environmental Impact
2. Environmental Kuznets Curve
3. Carbon Dioxide
4. Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT)
5. Urbanization degree
6. Economies of Scale
7. Tobler's First Law of Geography
8. Spatial heterogeneity
9. Spatial Autoregressive model
10. Spatial Durbin model
11. Spatial Error model
12. Spatial Autocorrelation model

13. Generalized Spatial Panel Random Effects model
14. Maximum Likelihood Estimator
15. Quasi Maximum Likelihood Estimator
16. Spatial Pooling
17. Mean Group (MG) estimator
18. Biocapacity
19. Influence
20. Population
21. Affluence
22. Technology
23. Queen Contiguity
24. Euclidean distance
25. Minkowski distance
26. Hausman
27. Spatial Fixed Effect Model
28. Spatial Random Effect Model
29. Levin, Lin & Chu
30. Im, Pesaran & Shin
31. Breitung
32. Hadri
33. Monte Carlo
34. Cross-section Dependence
35. Geographic Information System
36. Omitted Variable Bias
37. Wald
38. Likelihood Ratio
۳۹. در مطالعهٔ دیگری با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) می‌توان این حد آستانه‌ای را محاسبه کرد.
40. Economic Cooperation Organization

منابع

آذربایجانی، ک. ۱۳۸۱. جهانی‌شدن، همگرایی اقتصادی- منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزهٔ دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۶۱، صص ۱۴۹- ۱۶۹.

اکبری، ن. ۱۳۸۴. مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شمارهٔ ۲۳، صص ۳۹- ۶۸.

میرشجاعیان حسینی، ح.، رهبر، ف. ۱۳۹۰. بررسی منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای آسیایی (مطالعهٔ موردی: گاز دی اکسید کربن و ذرات معلق)، محیط‌شناسی، سال سی و هفتم، شمارهٔ ۵۸، صص ۱- ۱۴.

حمیدی‌رزی، د.، شهبازی، ک. ۱۳۹۳. بررسی عوامل مؤثر بر شدت انرژی کشورهای عضو اوپک: کاربردی از اقتصادسنجی فضایی تابلویی، دهمین کنفرانس بین‌المللی انرژی، ایران: تهران، قابل دسترس در: http://irannec.com/GetFile.aspx?FilePrm=EaE-465_126784239.pdf.

حیدری، ح.، صادق‌پور، ع. ۱۳۹۲. تأثیر متغیرهای اقتصادی در آلودگی محیط‌زیست با تأکید بر شاخص توسعهٔ مالی: کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، محیط‌شناسی، دورهٔ سی و نهم، شمارهٔ ۴، صص ۲۹- ۴۴.

زیبایی، م.، شیخ زین‌الدین، آ. ۱۳۸۸. تنوع زیست‌محیطی و رشد اقتصادی: تحلیل مقطعی کشوری (با تأکید بر کشورهای در حال توسعه)، محیط‌شناسی، دورهٔ سی و پنجم، شمارهٔ ۴۹، صص ۶۱- ۷۲.

زین‌العابدین، ی.، یحیی‌پور، م. ص. ۱۳۸۷. بررسی ساختار ژئوپلتیکی کشورهای حوزهٔ دریای خزر، فصلنامهٔ فضای جغرافیایی، سال نهم، شمارهٔ ۲۵، صص ۷۳- ۹۳.

عبدالله‌زاده، ح. ۱۳۹۰. چالش‌های زیست‌محیطی خزر، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی: تهران.

فطرس، م. ح.، فردوسی، م.، مهرپیما، ح. ۱۳۹۰. بررسی تأثیر شدت انرژی و گسترش شهرنشینی بر تخریب محیط‌زیست در ایران (تحلیل هم‌جمعی)، محیط‌شناسی، سال سی و هفتم، شمارهٔ ۶۰، صص ۱۳- ۲۲.

فطرس، م. ح.، نجارزاده، ا.، پیروزمحمدی، ف. ۱۳۹۱. بررسی رابطهٔ میان آلودگی هوا، شدت انرژی و بازبودن اقتصاد ایران، دو ماهنامهٔ بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌های ۱۱ و ۱۲، صص ۵- ۲۲.

فلاحی، ف.، اصغرپور، ح.، بهبودی، د.، پورنظمی، س. ۱۳۹۱. آزمون منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در ایران با استفاده از روش LSTAR، فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی، سال نهم، شمارهٔ ۳۲، صص ۷۳- ۹۳.

کسرایی، ا. ۱۳۸۶. نظریهٔ همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به منظور کاربرد)، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۷۷، صص ۲۷- ۶۴.

کولایی، ا.، گودرزی، م. ۱۳۸۸. تهدیدهای زیست‌محیطی دریای مازندران و نقش کنوانسیون تهران در مقابله با آن، علوم محیطی، سال هفتم، شمارهٔ اول، صص ۶۹- ۹۴.

گجراتی، د. ۱۹۹۵. مبانی اقتصادسنجی، ترجمهٔ حمید ابریشمی، جلد دوم، انتشارات دانشگاه تهران، تهران.

محمدزاده، پ.، فشاری، م.، اکبری، ا. ۱۳۹۱. آزمون فرضیهٔ زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای منطقه MENA (کاربرد اقتصادسنجی فضایی)، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، ۴-۶ شهریور ۱۳۹۱.

محیط‌زیست در دریای خزر. ۱۳۸۸. خبرگزاری فارس، کد خبر: A164991، قابل دسترس در: www.farsnews.net.

سبک‌روح، ع. ۱۳۹۱. منحنی کوزنتس زیست‌محیطی، روزنامهٔ دنیای اقتصاد، شمارهٔ ۲۸۱۵، تاریخ چاپ: ۰۲/۱۰/۱۳۹۱.

واثقی، ا.، اسماعیلی، ع. ۱۳۸۸. بررسی عوامل تعیین‌کنندهٔ انتشار گاز CO_2 در ایران (کاربرد نظریهٔ زیست‌محیطی کوزنتس)، محیط‌شناسی، دورهٔ سی و پنجم، شمارهٔ ۵۲، صص ۹۹- ۱۱۰.

Anselin, L. 2001. Spatial effects in econometric practice in environmental and resource economics. American Journal of Agricultural Economics, 83 (3), 705–710.

Anselin, L., Griffith, D.A. 1988. Do spatial effects really matter in regression analysis? Regional Science, 65, 11–34.

Anselin, L., Rey, S.J. 1997. Introduction to the special issue on spatial econometrics. International Regional Science Review, 20(1–2), 1–7.

Arbia, G. 2006. Spatial Econometrics. Springer: Italy.

Baltagi, B. H., Bresson, G. and Pirotte, A. 2007. Panel unit root tests and spatial dependence. Journal of Applied Econometrics, 22, 339–360.

Barnes, D.F., Krutilla, K., Hyde,W.F. 2005. The urban household energy transition: social and environmental impacts in the developing world. Resources for the Future, Washington, DC.

Beckerman, W. 1992. Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment? World Development, 20(4), 481–496.

Bockstael, N.E. 1996. Modeling economics and ecology: the importance of a spatial perspective. American Journal of Agricultural Economics, 78(5), 1168–1180.

Bundy, R.R. 1996. Legal aspects of protecting the environment of the Caspian Sea. Review of European Community & International Environmental Law, 5(2), 122–129.

Burnett, J.W., Bergstromb, J.C., Dorfman, J.H. 2013. A spatial panel data approach to estimating U.S . State-level energy emissions. Energy Economics, 40, 396–404.

Canas, A., Ferrao, P., Conceicao, P. 2003. A new Environmental Kuznets Curve? Relationship between direct material input and income per capita: evidence from industrialized countries. Ecological Economics, 46(2), 217–229.

Cole, M.A. 2004. Trade, the pollution haven hypothesis and Environmental Kuznets Curve: examining the linkages. Ecological Economics, 48(1), 71–81.

Cole, M.A., Neumayer, E. 2004. Examining the impact of demographic factors on air pollution. Population and Development Review, 2, 5–21.

Dietz, T., Rosa, E. 1997. Effects of population and affluence on CO_2 emissions. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States, 94, 175–179.

ECO New Momentum on Environment. 2014. Economic Cooperation Organization: Tehran-Iran, retrieved from; http://www.ecosecretariat.org.

Ehrlich, P., Holdren, J. 1971. The impact of population growth. Science, 171, 1212–1217.

Elhorst P. 2010. Spatial Panel Data Models. Handbook of applied spatial analysis. Edited by Fisher, M.M., Getis, A.

Griffith A.D., Paelinck, H.P. 2011. Non-standard Spatial-Statistics and Spatial Econometrics, Springer.

Grossman, G.M., Krueger, A.B. 1996. The inverted-U: what does it mean?. Environment and Development Economics, 1(1), 119–122.

Grossman, G.M., Krueger, A.B .1991. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement, National Bureau of Economic Research Working Paper 3914, NBER, Cambridge MA.

Hosseini, H.M., Kaneko, S. 2013. Can environmental quality spread through institutions?. Energy Policy, 56, 312–321.

Kelejian, H. H., Prucha, I. R. 2010. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. Journal of Econometrics, 140(1): 53–130.

Keller, W. 2002. Geographic localization of international technology diffusion. American Economic Review, 92, 120–142.

Kuznets, S. 1955. Economic growth and income inequality. American Economic Review, 49, 1-28.

Lau, L-S., Choong, C-K., Eng,Y-K. 2014. Investigation of the environmental Kuznets curve for carbon emissions in Malaysia: Do foreign direct investment and trade matter?. Energy Policy, 68, 490–497.

Liddle, B. 2013. The energy, economic growth, urbanization nexus across development: Evidence from heterogeneous panel estimates robust to cross-sectional dependence. Energy Journal, 34, 223–244.

Liddle, B., Lung, S. 2010. Age-structure, urbanization, and climate change in developing countries: revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption related environmental impacts. Population and Environment, 31, 317–343.

Liu, X.Z., Heilig, G.K., Chen, J.M., Heino, M. 2007. Interactions between economic growth and environmental quality in Shenzhen, China's first special economic zone. Ecological Economics, 62 (3–4), 559–570.

Maddison, D. 2006. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. Journal of Environmental Economics and Management, 51, 218–230.

Martinez-Zarzoso, I., Maruotti, A. 2011. The impact of urbanization on CO_2 emissions evidence from developing countries. Ecological Economics, 70, 1344–1353.

McGranahan, G., Jacobi, P., Songsore, J., Surjadi, C., Kjellen, M. 2001. The Citizen at Risk: From Urban Sanitation to Sustainable Cities. Earthscan, London.

Online database of U.S. Energy Information Administration. 2014. International Energy Statistics. Retrieved from: http://www.eia.gov.

Pesaran, M. H. 2007. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. Journal of Applied Econometrics, 22, 265–312.

Poi, B., & Wiggins, V. 2001. Testing for panel-level Heteroskedasticity and Autocorrelation. StataCorp LP. Retrieved from http://www.stata.com/support/faqs/stat/panel.html.

Porter, M.E., & vander, C.L. 1995. Green and Competitive: Ending the Stalemate. Harvard Business Review, 73(5), 120–134.

Poumanyvong, P., Kaneko, S. 2010. Does urbanization lead to less energy use and lower CO_2 emissions? A cross-country analysis. Ecological Economics, 70 (2), 434–444.

Roca, J. 2003. Do individual preferences explain environmental Kuznets curve? Ecological Economics, 45 (1), 3–10.

Sadorsky, P. 2013.The effect of urbanization on CO_2 emissions in emerging economies. Energy Economics, 41, 147–153.

Stern, D.I. 2004. The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve. World Development, 32(8), 1419–1439.

Wang, Y., Kang, L., Wu, X., Xiao, Y. 2013. Estimating the environmental Kuznets curve for ecological footprint at the global level: A spatial econometric approach. Ecological Indicators, 34, 15– 21.

Wooldridge, J.M. 2002. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data .Cambridge, MA: MIT Press.

World Development Indicators (WDI) of World Bank. 2012. World Development Indicators [CD-ROM]. Washington, DC: World Bank [Producer and Distributor].

Zhao, X., Burnett, J.W., Fletcher, J.J. 2014. Spatial analysis of China province-level CO2 emission intensity. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 33, 1–10.