

بررسی منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای آسیایی (مطالعه موردی: گاز دی اکسید کربن و ذرات معلق)

حسین میرشجاعیان حسینی^{۱*}، فرهاد رهبر^۲

۱- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تهران و پژوهشگر در دانشگاه هیروشیما.

۲- دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران. frahbar@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۰/۲/۱۱

چکیده

منحنی زیست محیطی کوزنتس یکی از شناخته شده ترین مفاهیم در حوزه اقتصاد محیط زیست است که در خلال بیست سال گذشته در ابعاد مختلف توسعه یافته است. یکی از پیشرفت های جدید در مطالعه رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی، توجه به ماهیت فضایی پدیده های زیست محیطی است که به نام خودهمبستگی فضایی پدیده های زیست محیطی شناخته می شود. ایده منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس کاملاً شبیه منحنی زیست محیطی کوزنتس است، با این تفاوت که به پدیده خودهمبستگی فضایی آلاینده های زیست محیطی به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی مدل توجه می کند. این مقاله تلاش می کند تا با استفاده از مدل داده های تلفیقی فضایی، منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس را برای دو آلاینده دی اکسید کربن و ذرات معلق در حوزه جغرافیایی کشورهای آسیایی و در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ برآورد سازد. هدف این تحقیق پاسخ به این سوالات است که آیا پدیده خودهمبستگی فضایی در خصوص آلاینده جهانی دی اکسید کربن و آلاینده محلی ذرات معلق وجود دارد و اهمیت آن به چه میزان است. یافته ها نشان می دهند که سرریز فضایی آلاینده های دی اکسید کربن و ذرات معلق به ترتیب قادر به توضیح ۱۰ و ۱۷ درصد از تغییرات آلاینده ها در کشورهای آسیایی هستند. همچنین نتایج نشان دهنده وجود رابطه ای به شکل U معکوس میان درآمد سرانه و تولید سرانه گاز دی اکسید کربن و رابطه ای مثبت میان درآمد سرانه و میزان تولید ذرات معلق در هر مترمکعب است.

کلید واژه

خودهمبستگی فضایی، منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس، مدل های داده های تلفیقی فضایی، کشورهای آسیایی
طبقه بندی JEL: C33, O53, Q56

سرآغاز

خود نزدیک می شود. افزایش مداوم درآمد سرانه موجب گذار از این نقطه عطف و در نهایت کاهش آلودگی، یا به عبارت دیگر، افزایش کیفیت محیط زیست می شود (Dasgupta, et al., 2002). از لحاظ نظری، سه سازوکار اثرگذاری رشد اقتصادی بر کیفیت زیست محیطی قابل شناسایی است که به ترتیب عبارتند از افزایش مقیاس تولید، رشد فنی و تغییرات ساختاری. در سازوکار افزایش مقیاس تولید، سطوح بالاتر تولید ناخالص داخلی به معنای نیاز هرچه بیشتر به نهاده ها و در نتیجه منابع طبیعی برای افزایش تولید است. سازوکار رشد فنی به معنای استفاده کاراتر از نهاده ها، جایگزینی نهاده ها، یا فرایندهای تولید آلاینده با نهاده ها و یا فرایندهای کمتر

انتشار مقاله Grossman و Krueger (1991) در خصوص رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی، توجه بسیاری از محققان و نهادهای بین المللی را به این موضوع معطوف کرد. ایده منحنی زیست محیطی کوزنتس^۱ از مطالعه مشهور Kuznets (1955) اقتباس شد که معتقد بود میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی رابطه ای با شکل U معکوس وجود دارد. منحنی زیست محیطی کوزنتس نیز مبتنی بر رابطه ای مشابه معرفی شد، بدین معنا که در گام های نخست رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه، میزان آلودگی به تدریج بالا می رود تا حدی از درآمد سرانه آلودگی به اوج

قرار می‌دهد. زیبایی و شیخ زین الدین (۱۳۸۸) در قالب مدل داده‌های مقطعی شامل ۱۲۱ کشور، به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و تنوع زیست محیطی (گونه‌های شناخته شده پستانداران، پرندگان و گیاهان) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنان وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس را برای کشورهای توسعه یافته تأیید و برای کشورهای در حال توسعه رد می‌کند. فطرس و نسرين دوست (۱۳۸۸) با استفاده از آزمون علیت تودا - یاماموتو^۳ به بررسی رابطه علی و معلولی میان دو معیار رشد اقتصادی (درآمد سرانه و سرانه مصرف انرژی) و دو معیار آلودگی (آلودگی هوا و آلودگی آب) در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده وجود روابط علی یکطرفه از نشر دی‌اکسیدکربن به درآمد سرانه و سرانه مصرف انرژی و از سرانه مصرف انرژی به آلودگی آب است.

صالح و همکاران (۱۳۸۸) با بررسی رابطه علی میان تولید ناخالص داخلی و حجم گاز دی‌اکسیدکربن در ایران دریافتند که یگانه رابطه علی و معنادار، وجود ارتباط یک طرفه از حجم گاز دی‌اکسیدکربن به تولید ناخالص داخلی است. از سوی دیگر، از آنجا که نرخ رشد حجم گاز دی‌اکسیدکربن بیشتر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است، جایگاه ایران در منحنی زیست محیطی کوزنتس در بخش نخست و صعودی آن است و در نتیجه در شرایط حاضر، افزایش درآمد سرانه کشور فقط به افزایش آلاینده‌های زیست محیطی می‌انجامد.

غزالی و زیبایی (۱۳۸۸) در قالب مدل داده‌های تلفیقی، به بررسی رابطه تولید ناخالص داخلی پنج استان اصفهان، تهران، خراسان، فارس و مازندران و میزان انتشار آلاینده‌های گازی منواکسیدکربن در آنها پرداختند. نتایج تحقیق آنها نیز مبین رابطه مثبت میان این دو متغیر است. آماده و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله خود رابطه انتشار گاز گلخانه‌ای دی‌اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی سرانه ایران را طی سالهای ۱۳۵۳ تا ۸۵ بررسی کردند و نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که اقتصاد ایران بر روی قسمت صعودی منحنی قرار دارد.

نصراللهی و غفاری (۱۳۸۸) به جای متغیر درآمد سرانه از شاخص توسعه انسانی (HDI) استفاده کرده‌اند و رابطه آن را با میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در دو دسته کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی و در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج تحقیق برای کشورهای آسیای جنوب غربی نشان‌دهنده رابطه‌ای افزایشی و خطی میان انتشار گاز CO₂ و

آلاینده، حرکت به سوی تولید محصولات بوم‌گرا، تولید کمتر ضایعات، و یا تبدیل آنها به اشکال کمتر آلاینده است.

آخرین سازوکار با تغییر ساختار اقتصادی عمل می‌کند. در نخستین گام‌های توسعه اقتصادی، تولید از بخش کشاورزی به بخش صنعتی انتقال می‌یابد که نتیجه تبعی آن افزایش آلودگی و کاهش کیفیت محیط زیست است. اما با تداوم فرایند صنعتی شدن، بهبود نهادهای عمومی و تغییر نیازهای مصرف‌کنندگان، تولید در گذر زمان از صنایع انرژی بر به صنایع دانش محور و بخش خدمات انتقال می‌یابد که این تغییر ساختار، نرخ افزایش آلاینده‌ها را کاهش می‌دهد.

در حالی که سازوکار افزایش مقیاس تولید اثری منفی بر محیط زیست کشورها دارد، دو سازوکار دیگر با کاهش آلاینده‌ها کیفیت زیست محیطی کشورها را بهبود می‌بخشند. بخش صعودی منحنی زیست محیطی کوزنتس به معنای غلبه سازوکار افزایش مقیاس تولید بر دو سازوکار دیگر رشد فنی و تغییرات ساختاری است که در نهایت منجر به افزایش آلاینده‌های زیست محیطی می‌شود. اما در بخش دوم و نزولی منحنی، دو سازوکار کاهش دهنده قدرتی، بیشتر از سازوکار نخست می‌یابند که نتیجه آن به کاهش آلودگی زیست محیطی کشورها می‌انجامد (Grossman, 1995; Vukina, et al., 1999).

مطالعات نظری و تجربی گسترده‌ای که در خلال بیست سال گذشته در خصوص منحنی زیست محیطی کوزنتس صورت پذیرفته است، نتایج مختلف و گاهی از مواقع متناقضی را در خصوص اهمیت رشد اقتصادی در کاهش آلودگی زیست محیطی در پی داشته است. Stern (2004) و Dinda (2004) در دو مطالعه جامع خود توانسته‌اند بخشی از این یافته‌ها را جمع‌آوری و طبقه‌بندی کنند. در ایران نیز مجموعه‌ای از مطالعات در خصوص شکل و متغیرهای توضیح دهنده منحنی زیست محیطی کوزنتس صورت پذیرفته است که عموماً بر حوزه جغرافیایی ایران متمرکز شده‌اند.

پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶) تلاش کرده‌اند تا با استفاده از روش داده‌های تلفیقی، اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا را در قالب فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس، برای ۶۷ کشور (از جمله ایران) مورد آزمون قرار دهند. این مطالعه با بررسی اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، قوانین زیست محیطی، تعداد خودرو و درجه بازبودن اقتصاد بر میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن، وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای مذکور را مورد تأیید

منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس: مفهوم، روش‌شناسی و مطالعات پیشین

خودهمبستگی فضایی در پدیده‌های زیست‌محیطی

ایده منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس بر مفهوم خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست‌محیطی استوار است. ساده‌ترین تعریف برای مفهوم خودهمبستگی فضایی، وجود رابطه میان واحدهای فضایی نزدیک به هم است (Getis, 2010). Hubert و Golledge (1981) مفهوم خودهمبستگی فضایی را این‌گونه تعریف می‌کنند: اگر مجموعه S دربرگیرنده n واحد جغرافیایی باشد، خودهمبستگی فضایی به رابطه میان متغیرهای هر یک از n واحد و معیاری از نزدیکی جغرافیایی برای تمامی $n(n-1)$ زیرمجموعه دو عضوی مجموعه S اطلاق می‌شود. مایکل اف دکی^۵ مفهوم خودهمبستگی فضایی را در انتهای دهه ۱۹۵۰ معرفی کرد، اما ورود آن به مطالعات اقتصاد محیط زیست در اوایل قرن بیست و یکم صورت پذیرفت.

Maddison (2006, 2007) به پنج سازوکار برای توجیه خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست‌محیطی همچون منحنی زیست‌محیطی کوزنتس اشاره می‌کند. نخستین سازوکار در قالب فرضیه جابه‌جایی آلودگی^۶ بیان می‌شود. در این فرضیه، کشورهای با درآمد بالا اقدام به واردات کالاهایی می‌کنند که تولید آنها آلاینده محیط زیست است. با این اقدام، در واقع کشورهای با درآمد بالا آلودگی خود را به سوی کشورهای با درآمد پایین صادر می‌کنند (Rothman, 1998). ترکیب فرضیه فوق با این یافته مورد قبول در بسیاری از مطالعات تجربی که حجم تجارت میان کشورها با فاصله آنها رابطه‌ای معکوس دارد، ما را به این نکته رهنمون می‌سازد که آلودگی در کشوری، تابعی از ویژگی‌های زیست‌محیطی کشورهای همسایه است.

سازوکار دوم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت بین‌الملل است که به عنوان ابزارهای انتشار فناوری ایفای نقش می‌کنند. باز هم می‌توان به حجم وسیعی از مطالعات اشاره کرد که از فاصله جغرافیایی به عنوان عامل محدود کننده انتشار فناوری یاد می‌کنند (Keller, 2004). از این رو می‌توان انتظار داشت که کشورهای توسعه یافته، بیشترین حجم انتقال فناوری‌های سبز و کمتر آلاینده را به سوی کشورهای نزدیک‌تر به خود روان دارند. سومین سازوکار، عکس‌العمل راهبردی کشورها به جریان‌های فرامرزی آلودگی است. در این سازوکار، رابطه فضایی زیست‌محیطی کشورها نه بر اساس

HDI و برای کشورهای عضو پیمان کیوتو، مبین رابطه‌ای N شکل است. بهبودی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی رابطه شدت مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن در ایران پرداختند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت بین متغیرهای مستقل مانند مصرف انرژی، رشد اقتصادی، آزادسازی تجاری، جمعیت شهرنشین و متغیر وابسته انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن در ایران است. در نهایت نیز عرب‌مازار و صداقت‌پرست (۱۳۸۹) به بررسی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس پسماندهای جامد شهر تهران در خلال دوره ۱۳۷۵ تا ۸۵ می‌پردازند. این مطالعه نیز وجود رابطه‌ای مثبت میان درآمد سرانه و پسماندها را نشان می‌دهد.

یکی از پیشرفت‌های جدید در مطالعه رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی، توجه به ماهیت فضایی پدیده‌های زیست‌محیطی است. ورود بعد فضایی به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس که به نام منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس شناخته می‌شود، از مطالعه Rupasingha و همکاران (2004) آغاز شده و به مرور در حال گسترش است. با توجه به نوظهور بودن بررسی این پدیده، شاید بتوان گفت که مقاله حاضر، نخستین مقاله فارسی در این خصوص باشد. ایده منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس کاملاً شبیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس است، با این تفاوت که به پدیده خودهمبستگی فضایی^۴ آلاینده‌های زیست‌محیطی به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی مدل توجه کرده و آن را در محاسبات کمی وارد می‌سازد.

این مقاله تلاش می‌کند تا در بخش دوم، با تشریح مفهوم خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست‌محیطی، روش‌شناسی مدل‌سازی منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس و مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته و یافته‌های به دست آمده آن را بررسی کند. در بخش سوم و چهارم، منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی فضایی برای دو آلاینده دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق (PM10) در حوزه جغرافیایی کشورهای آسیایی و در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ برآورد خواهد شد.

در حالی که یافته‌های تحقیق نشان‌دهنده اثر معنادار سرریز فضایی آلاینده‌های دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق در کشورهای آسیایی است، رابطه‌ای به شکل U معکوس میان درآمد سرانه و تولید سرانه گاز دی‌اکسیدکربن و رابطه‌ای مثبت میان درآمد سرانه و میزان تولید ذرات معلق در هر متر مکعب قابل مشاهده است.

راست‌نمایی^{۱۳} (ML)، تخمین‌های بدون تورش و سازگاری را ارائه دهند (Le Sage and Pace, 2009).

با توجه به مفهوم خودهمبستگی فضایی و سرریز پدیده‌های زیست محیطی از یک واحد جغرافیایی به واحدهای دیگر، عموماً مدل‌های خودرگرسیون فضایی برای تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس مورد استفاده قرار می‌گیرند. معادله (۱) ساختار کلی مدل‌های خودرگرسیون فضایی را نشان می‌دهد.

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + u \\ u &= \lambda W_2 u + \varepsilon \end{aligned} \quad \text{معادله (۱)}$$

$$\varepsilon \cong N(0, \sigma^2 I_n)$$

Y در رابطه فوق بردار $n \times 1$ نشان‌دهنده متغیر وابسته، X نشان‌دهنده ماتریس متغیرهای توضیحی $n \times k$ و W_1 و W_2 مبین ماتریس‌های $n \times n$ وزنی فضایی است.

در رابطه فوق، ρ نشان‌دهنده تعداد مشاهدات مقطعی و k مبین تعداد متغیرهای توضیحی است. پارامتر ρ نشان‌دهنده ضریب تأخیر فضایی متغیر وابسته $(W_1 y)$ ، λ نشان‌دهنده ضریب تأخیر فضایی پسماندها $(W_2 u)$ و مشخصه β مبین تأثیر متغیرهای توضیحی دیگر بر متغیر وابسته y هستند.

چهار فرض زیر ما را به چهار دسته از مدل‌های خودرگرسیون فضایی می‌رساند که هر یک بر اساس شرایط، مورد استفاده قرار می‌گیرند:

۱- $X = 0, W_2 = 0$ که به مدل‌های خودرگرسیون فضایی مرتبه اول^{۱۴} (FAR) معروف هستند.

۲- $W_2 = 0$ که به مدل‌های مختلط رگرسیون خودرگرسیونی فضایی^{۱۵} (SAR) شهرت دارند.

۳- $W_1 = 0$ که مدل‌های خطای فضایی^{۱۶} (SEM) نام گرفته‌اند.

۴- رابطه کلی ۱ که به مدل‌های کلی فضایی^{۱۷} (SAC) شهرت دارند.

از آنجا که مدل‌های خودرگرسیونی فضایی از رقابت، و یا ترکیب دو مدل SAR و SEM شکل می‌یابند، غالباً در تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس این سؤال مطرح می‌شود که آیا سرریز فضایی پدیده‌های زیست محیطی در قالب وقفه فضایی متغیر وابسته در مدل ظهور می‌یابد (SAR)، و یا به صورت

فاصله، بلکه بر اساس الگوهای شناخته شده هواشناسی مبتنی بر انتقال ذخایر آلاینده‌ها در سطوح جوی توصیف می‌شود.

سازوکار چهارم تلاش همزمان کشورها برای افزایش استانداردهای زیست محیطی به منظور جذب بیشتر سرمایه‌های خارجی، یا اهداف تجاری است. تلاش مشترک کشورها در منطقه می‌تواند به این معنا باشد که تغییر در سیاست‌های زیست محیطی کشوری از تغییر سیاست‌های زیست محیطی کشورهای همسایه نشأت می‌گیرد.

پنجمین سازوکار نیز تقلید کشورها از سیاست‌های زیست محیطی کشورهای همسایه است. بی‌شک، دولت‌ها تمایل دارند تا به جای پذیرفتن تبعات تجربه‌ای جدید، تجارب دیگر کشورها را با اندکی تعدیل در کشورهای خود استفاده کنند زیرا موجب می‌شود تا کمترین هزینه در فرایند تصمیم‌گیری به کشور تحمیل شود. بی‌شک، یافتن تجربه‌ها و شناخت تبعات آن در کشورهای همسایه بسیار ساده‌تر و کم‌هزینه‌تر از کشوری دور و نسبتاً ناشناخته است.

روش شناسی

روش معمول در تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی است. Anselin (1988) این روش را که به منظور غلبه بر وابستگی فضایی^{۱۷} میان مشاهده‌ها و ناهمسانی فضایی^{۱۸} طراحی شده است، نخستین بار در کتاب "اقتصادسنجی فضایی، روشها و مدل‌ها" معرفی کرد.

وابستگی فضایی بدین مفهوم است که در داده‌های دارای جزء مکانی، مشاهدات در منطقه‌ای بر روی سایر مشاهدات مناطق دیگر تأثیر می‌گذارند. ناهمسانی فضایی نیز بدان معنا است که هنگام حرکت در بین مشاهدات، توزیع داده‌های نمونه‌ای دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهد بود. دو فرض فوق در اقتصادسنجی متعارف، مختل‌کننده فروض گوس-مارکوف^{۱۹} هستند و نادیده گرفتن آنها در مدل‌های مرسوم، باعث تورش و ناسازگاری نتایج خواهد شد (Florax and Vlist, 2003).

از انتهای دهه ۸۰ میلادی تاکنون، اقتصادسنجی فضایی رشد بسزایی یافته است. امروزه دامنه گسترده‌ای از مدل‌های خودرگرسیونی فضایی^{۲۰}، مدل‌های خودرگرسیونی فضایی بی‌زین^{۲۱}، مدل‌های فضایی خطی محلی^{۲۲}، مدل‌های با متغیر وابسته مقید، مدل‌های خودرگرسیونی برداری، مدل‌های تصحیح خطا، و یا مدل‌های داده‌های تلفیقی فضایی را می‌توان یافت که تلاش می‌کنند با ورود ماتریس وزنی فضایی و استفاده از روش حداکثر

داده‌های تلفیقی خودرگرسیون فضایی و نرم افزار Matlab استفاده شده است.

مطالعات و دستاوردهای پیشین

آن‌چنان‌که پیشتر نیز گفته شد، مطالعه در خصوص خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست محیطی و نقش آن به عنوان متغیری توضیحی در منحنی زیست محیطی کوزنتس، از ابتدای قرن و بیست و یکم آغاز شد.

جدول شماره (۱) خلاصه‌ای از مطالعات منتخب در خصوص منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس و نتایج آن را ارائه می‌دهد. کار تحقیقاتی Rupasingha و همکاران (2004) را می‌توان نخستین مطالعه منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس دانست. روپاسینگا معتقد بود که اغلب مطالعات منحنی زیست محیطی کوزنتس، روابط میان واحدهای جغرافیایی را نادیده انگاشته‌اند.

آنها با بررسی متغیرهای مؤثر بر تولید سرانه ضایعات سمی در قالب مدل خطای فضایی بیزین^{۲۱}، به رابطه‌ای N شکل میان درآمد سرانه و تولید ضایعات سمی دست یافتند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که سرریز ضایعات از یک حوزه جغرافیایی به حوزه‌های جغرافیایی همجوار پدیده‌ای بامعنا و تأثیرگذار است.

McPherson و Nieswiadomy (2005) معتقدند عواملی که گونه‌های حیوانی را در کشور تهدید می‌کند، به راحتی قادرند به کشورهای همسایه سرایت کنند و از این رو، سرریز فضایی اساسا مشکلی همیشگی در داده‌های نشان دهنده تنوع زیست محیطی کشورهاست.

مطالعه آنها در خصوص عوامل تعیین‌کننده درصد پستانداران و پرندگان در معرض خطر نه فقط شکل شناخته شده منحنی زیست محیطی کوزنتس را تأیید می‌کند، بلکه نشان می‌دهد سرریز فضایی این پدیده از یک کشور به کشور همسایه قادر است روند و تغییرات ۲۰ تا ۲۵ درصد پستانداران و حدود ۱۵ درصد پرندگان در معرض خطر کشورهای متأثر را توضیح دهد.

Maddison (2006) معتقد است که در صورت وجود پدیده خودهمبستگی فضایی، حذف آن از منحنی زیست محیطی کوزنتس می‌تواند ما را به نتایج تورش‌دار هدایت کند. مطالعه وی بر بررسی متغیرهای مؤثر بر انتشار آلاینده‌های سرانه محلی SO_2 ، NO_x ، VOC و CO متمرکز می‌شود.

وقفه فضایی جزء پسماند (SEM). از این رو عموماً به جای تخمین انواع مدل‌های خودرگرسیون، دو مدل فوق تخمین زده می‌شوند و سپس عملکرد آنها با ضرایب لاگرانژ^{۱۸} (LM) مورد بررسی قرار گرفته، بهترین تخمین انتخاب می‌شود.

ضرایب لاگرانژ برای مدل‌های اقتصادسنجی فضایی را ابتدا Anselin و همکاران (1996) ابداع کردند. اما Florax و همکاران (2003) توانستند روشی را توسعه دهند که بخوبی می‌تواند عملکرد دو مدل SAR و SEM را نشان دهد.

در این روش، ابتدا آماره‌های تأخیر LM (LM Lag) و خطای LM (LM Error) محاسبه می‌شوند و معناداری آماری آنها آزمون می‌شود.

احتمالات زیر ۵ درصد آماره‌های تأخیر، یا خطای LM به ترتیب به معنای پذیرش نتایج تخمین مدل‌های SAR و SEM است.

اگر هر دو آماره از مقدار بحرانی (۶/۶۳۵) کمتر باشند، نوبت به محاسبه آماره قوی خطای تأخیر LM^{۱۹} و آماره قوی تأخیر LM^{۲۰} می‌رسد.

رد شدن یکی از این دو به معنای دستیابی ما به مدل مطلوب خواهد بود. اگر دوباره هر دو آماره بزرگتر از مقادیر بحرانی باشند، باید پذیرفت که تأخیر فضایی هم می‌تواند به صورت تأخیر فضایی متغیر وابسته در مدل تصریح شود و یا آن‌که به صورت خودهمبستگی فضایی پسماندها نمایان شود. اما باز هم می‌توان با توجه به مقدار ضریب لاگرانژ (ضریب بزرگتر) مدل بهتر را انتخاب کرد.

آخرین نکته‌ای که ذکر آن لازم است استفاده از دو دسته مدل‌های داده‌های مقطعی، و یا داده‌های تلفیقی خودرگرسیونی فضایی است. آنچه معادله ۱ نشان می‌دهد، ساختار مدل داده‌های مقطعی خودرگرسیونی فضایی است که غالب تحقیقات از آن استفاده کرده‌اند.

در حالتی که تعداد واحدهای جغرافیایی کم باشد و تخمین مدل با مشکل درجه آزادی مواجه شود، استفاده از مدل‌های داده‌های تلفیقی خودرگرسیونی فضایی که توسط Elhorst (2010) توسعه یافته اند، نتایج بسیار بهتری را به بار می‌آورد. کدهای هر دو دسته مدل در نرم افزارهایی مانند R، Matlab، GEODA و SpaceStat یافت می‌شود. در این مقاله به دلیل تعداد کشورهای آسیایی از مدل

جدول شماره (۱): منتخبی از مطالعات تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس

ردیف	نویسندگان	حوزه جغرافیایی	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	مدل مورد استفاده	نتایج
۱	Rupasingha, et al., 2004	۳۰۱۹ بخش اداری در ایالات متحده آمریکا	تولید سرانه ضایعات سمی (هوا، آب، خاک و کل)	۱- درآمد سرانه ۲- تراکم جمعیتی ۳- تعداد فارغ التحصیلان دبیرستان ۴- ترکیب نژادی ۵- نابرابری درآمدی ۶- متغیر مجازی مناطق شهری ۷- متغیر مجازی مناطق روستایی ۸- درصد اشتغال صنعتی	مدل خطای فضایی بیزین	سرریز مثبت فضایی ضایعات سمی
۲	McPherson, Nieswiadomy, 2005	۱۱۳ کشور	۱- درصد پستانداران در معرض خطر ۲- درصد پرندگان در معرض خطر	۱- درصد پستانداران بومی ۲- درصد پرندگان بومی ۳- درآمد سرانه ۴- تراکم جمعیتی ۵- آزادی شهروندی و حقوق سیاسی ۶- تعداد تظاهرات ضد دولتی ۷- متغیر مجازی سیستم قضایی کشورها	مدل تأخیر فضایی	سرریز مثبت فضایی درصد پستانداران و پرندگان در معرض خطر
۳	Maddison, 2006	۱۳۵ کشور	۱- انتشار سرانه گاز SO ₂ ۲- انتشار سرانه گاز NO _x ۳- انتشار سرانه گاز VOC ۴- انتشار سرانه گاز CO	۱- درآمد سرانه ۲- روند ۳- متغیر مجازی پروتکل هلسینک ^{۲۱} ۴- متغیر مجازی پروتکل سوفی ^{۲۲}	مدل تأخیر فضایی	سرریز مثبت فضایی انتشار گازهای SO ₂ , NO _x و VOC و CO
۴	Poon, et al., 2006	استان های چین	۱- سطح انتشار آلاینده SO ₂ ۲- سطح انتشار دوده	۱- درآمد سرانه ۲- وسایل حمل و نقل خصوصی ۳- مصرف انرژی ۴- سهم سرانه صادرات ۵- میزان تولید صنعتی	مدل اقتصادسنجی داده های مقطعی فضایی	سرریز فضایی انتشار آلاینده های SO ₂ و دوده
۵	Maddison, 2007	کشورهای اروپایی	۱- انتشار سرانه گوگرد	۱- درآمد سرانه ۲- روند ۳- روند × درآمد سرانه	مدل تأخیر فضایی	وجود سرریز مثبت فضایی انتشار گوگرد
۶	Pandit, Laband, 2007	داده های مقطعی ملی	۱- درصد گونه های در معرض خطر	۱- درآمد سرانه ۲- درصد گونه های بومی ۳- تراکم جمعیتی ۴- ضریب جینی	مدل تأخیر فضایی	وجود سرریز مثبت فضایی گونه های معرض خطر
۷	Mizobuchi, Kakamu, 2007	حوزه های اداری ژاپن	۱- انتشار گاز CO ₂		مدل تأخیر فضایی	وجود سرریز مثبت فضایی گاز دی اکسید کربن
۸	Ciriaci, Palma, 2010	حوزه های اداری کشور ایتالیا	۱- آلاینده های جهانی (CO ₂) و (CH ₄) ۲- آلاینده های محلی (CO و NMVO)	۱- درآمد سرانه ۲- ترکیب صنعتی: نسبت کارگران در صنایع انرژی بر به کل کارگران صنعتی	رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)	وجود سرریز فضایی برای آلاینده های جهانی و محلی

(منبع: جمع آوری مطالعات توسط نویسندگان)

سیاست های زیست محیطی یکدیگر به وجود می آید و یا از انتشار فناوری، محصولات و یا الگوهای زندگی در بعد فضا نشأت می گیرد. Poon و همکاران (2006) معتقدند که آثار فضایی در رابطه محیط زیست - توسعه به طور خاص در قالب آلاینده های محلی

او در مطالعه خود در می باید که سرریز فضایی یکی از متغیرهای توضیحی معنادار مدل فضایی زیست محیطی کوزنتس است. اما در عین حال به این نکته نیز اشاره می کند که مطالعه او مشخص نمی کند که این پدیده به دلیل تقلید دولت ها از

ایران) برای دو آلاینده جهانی (دی‌اکسیدکربن) و محلی (ذرات معلق) تخمین زده می‌شود. هدف این بخش علاوه بر شناخت هرچه بیشتر با نحوه مدل‌سازی فضایی در مطالعات زیست‌محیطی، بررسی این سؤال است که سرریز فضایی پدیده‌های زیست‌محیطی همچون انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق کشورهای آسیایی به سوی همسایگان‌شان تا چه حد قادر است تغییرات زیست‌محیطی کشورهای متأثر را توضیح دهد. کدام یک از آلاینده‌های جهانی، و یا محلی خودهمبستگی فضایی بالاتر و معنادارتری دارند؟ و در نهایت در مدلی که خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست‌محیطی دیده شده است، رابطه میان درآمد سرانه کشورهای آسیایی و میزان انتشار آلاینده‌های دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق آنها به چه شکل است؟ با توجه به اطلاعات در دسترس و این نکته که شرط لازم برای اجرای مدل اقتصادسنجی فضایی، وجود اطلاعات کامل برای تمامی مشاهدات است، اطلاعات متغیرهای ۳۵ کشور آسیایی برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ از تارنمای بانک جهانی استخراج شد.

این کشورها عبارتند از: ۱- ارمنستان ۲- آذربایجان ۳- بنگلادش ۴- بوتان ۵- بونئی دارالسلام ۶- کامبوج ۷- چین ۸- گرجستان ۹- هند ۱۰- اندونزی ۱۱- ایران ۱۲- اردن ۱۳- قزاقستان ۱۴- کره جنوبی ۱۵- قرقیزستان ۱۶- لائوس ۱۷- لبنان ۱۸- ماکائو (چین) ۱۹- مالزی ۲۰- مغولستان ۲۱- نپال ۲۲- عمان ۲۳- پاکستان ۲۴- فیلیپین ۲۵- روسیه ۲۶- عربستان سعودی ۲۷- سریلانکا ۲۸- سوریه ۲۹- تاجیکستان ۳۰- تایلند ۳۱- ترکیه ۳۲- ترکمنستان ۳۳- امارات متحده عربی ۳۴- ازبکستان ۳۵- ویتنام.

جدول شماره (۲) شرح مختصری در خصوص متغیرهای وابسته و مستقل و آماره‌های توصیفی آنها ارائه می‌کند. معادلات ۲ و ۳ به ترتیب ساختار اولیه مدل‌های داده‌های تلفیقی SAR و SEM را برای دو آلاینده دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق نشان می‌دهند. در معادلات فوق (LOG (POLLUTANT) نشان دهنده لگاریتم طبیعی تولید سرانه آلاینده دی‌اکسیدکربن (LOG(CO₂)) و لگاریتم طبیعی تولید ذرات معلق در واحد فضا (LOG(PM₁₀))، LOG (GDPPC) درآمد واقعی سرانه کشورها، LOG(GDPPC)² مربع درآمد واقعی سرانه کشورها، IND_SHARE سهم ارزش افزوده بخش صنعت در کل تولید ناخالص داخلی، POP_DENS تراکم جمعیتی و OPENNESS شاخص آزادی تجاری است که از نسبت مجموع صادرات و واردات

یافت می‌شوند که به صورت منطقه‌ای تمرکز می‌یابند. او در قالب یک مدل اقتصادسنجی داده‌های مقطعی فضایی^{۲۲} به بررسی عوامل مؤثر بر سطح انتشار گاز SO₂ و دوده در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۴ می‌پردازد. نتایج تحقیق آنان آثار فضایی و منطقه‌ای دو آلاینده فوق را بخوبی نشان می‌دهد.

Maddison (2007) با استفاده از مدل تأخیر فضایی^{۲۳} به بررسی منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس آلاینده گوگرد می‌پردازد. با یافتن رابطه‌ای با شکل U معکوس، مادیسون در می‌یابد که کشورها قادرند تا سیاست‌های زیست‌محیطی همسایگان خود را به شکل مثبت تحت تأثیر قرار دهند و از این رو می‌توان مدعی شد که کشورها از کیفیت زیست‌محیطی یکدیگر تبعیت می‌کنند. Laband و Pandit (2007) به بررسی آثار گنجاندن خودهمبستگی فضایی در مدل‌های بررسی عوامل مؤثر بر گونه‌های در معرض خطر پرداخته‌اند. آنها معتقدند واژه کلی خودهمبستگی فضایی، تمامی مجراهای مثبت، یا منفی اثرگذاری زیست‌محیطی یک کشور بر کشور دیگر را در خود جمع می‌کند و آن را به صورت برابری نشان می‌دهد. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که اضافه کردن معیاری برای اندازه‌گیری وابستگی فضایی به مدل، نه فقط اندازه و معناداری آماری جزء وابستگی فضایی را تغییر می‌دهد، بلکه بر مقدار، علامت و معناداری آماری دیگر متغیرهای توضیحی مدل نیز اثرگذار است. تحقیق Mizobuchi و Kakamu (2007) را نمی‌توان برآوردی از منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس دانست. اما این تحقیق بخوبی سرریز فضایی آلاینده دی‌اکسیدکربن را در ۴۷ بخش اداری کشور ژاپن نشان می‌دهد. در نهایت نیز تحقیق Palma و Ciriaci (2010) با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی و اطلاعات استان‌های کشور ایتالیا، منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را در قالبی فضایی مورد بررسی قرار می‌دهد. تحقیق فوق رابطه‌ای L شکل را برای چهار آلاینده CO₂، CH₄، NMVOC و CO در استان‌های جنوبی و برخی از استان‌های مرکزی ایتالیا شناسایی می‌کند.

طراحی مدل منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس

در بخش پیشین با مفهوم، روش شناسی و مطالعات شاخصی که تاکنون در خصوص منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس صورت پذیرفته شده بود، آشنا شدیم. در بخش حاضر، برای شناخت رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی در قالبی فضایی، منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس کشورهای آسیایی (از جمله

معادله (۲)

$$\text{Panel SAR : } \text{LOG}(\text{POLLUTANT}_{it}) = \alpha_1 \text{LOG}(\text{GDPPC}_{it}) + \alpha_2 (\text{LOG}(\text{GDPPC}_{it}))^2 + \alpha_3 \text{IND_SHARE}_{it} + \alpha_4 \text{POP_DENS}_{it} + \alpha_5 \text{OPENNESS}_{it} + \rho \sum_t W \times \text{LOG}(\text{POLLUTANT}_{it}) + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

معادله (۳)

$$\text{Panel SEM : } \text{LOG}(\text{POLLUTANT}_{it}) = \alpha_1 \text{LOG}(\text{GDPPC}_{it}) + \alpha_2 (\text{LOG}(\text{GDPPC}_{it}))^2 + \alpha_3 \text{IND_SHARE}_{it} + \alpha_4 \text{POP_DENS}_{it} + \alpha_5 \text{OPENNESS}_{it} + \eta_i + u_{it}; u_{it} = \lambda \sum_t W \times u_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول شماره (۲): معرفی متغیرهای مدل و آماره‌های توصیفی آنها

تعداد مشاهدات	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میان	میانگین	مفهوم	نام متغیر
۶۴۸	۳۴۱/۲۰	۴۸۰/۸۶	۶۱۸۰/۹۱	۵۴۹۴/۶۸	۵۴۵۱/۴۵	انتشار سرانه آلاینده دی‌اکسیدکربن (تن)	CO2
۶۴۸	۱۸/۵۵	۶۰/۵۵	۱۲۲/۴۶	۸۳/۱۶	۸۵/۵۳	میزان ذرات معلق در واحد فضا (میکروگرم در هر متر مکعب)	PM10
۶۴۸	۰/۹۷	۷/۷۸	۱۱/۱۱	۸/۰۷	۸/۵۶	سرانه واقعی تولید ناخالص داخلی (برابری قدرت خرید، بر اساس ارزش ثابت دلار بین المللی سال ۲۰۰۵)	GDPPC
۶۴۸	۱/۶۱	۳۲/۳۱	۳۸/۰۱	۳۴/۳۲	۳۴/۶۱	سهم بخش صنعت (سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی)	IND_SHARE
۶۴۸	۵۲/۶۴	۴۹۸/۷۵	۶۸۲/۰۱	۵۷۹/۲۴	۵۸۴/۳۵	تراکم جمعیت (تعداد جمعیت در هر کیلومتر مربع)	POP_DENS
۶۴۸	۵/۸۶	۷۶/۸۶	۹۵/۴۶	۸۴/۵۱	۸۶/۵۰	آزادی تجاری (نسبت صادرات + واردات بر کل تولید ناخالص داخلی)	OPENNESS

(منبع: محاسبات نویسنده‌گان)

مجموع هر سطر آن برابر عدد یک شود. پیش شرط تخمین مدل‌های داده‌های تلفیقی و یا سری زمانی، رد فرضیه صفر آزمون ریشه واحد و یا به عبارت دیگر تأیید مانایی (پایایی) متغیرهای وابسته و مستقل است. Levin و همکاران (2002) نخستین تحقیقات را در خصوص آزمون‌های ریشه واحد، متغیرهای داده‌های تلفیقی، به انجام رساندند. روش پیشنهادی لوین با این پیش فرض همراه بود که تمامی داده‌های مقطعی مدل همگن هستند که بی شک این پیش فرض در بسیاری از تحقیقات نقض می‌شود. پس از آنها Im و همکاران (2003) آزمون ریشه واحد بین گروهی را پیشنهاد دادند که ناهمگنی میان مشاهدات را مورد توجه قرار داد. Breitung (2000)، Wu، Maddala، (1999) و Choi (2001) از دیگر محققانی هستند که در خصوص آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای مدل‌های داده‌های تلفیقی تحقیقاتی را به انجام رساندند و هر یک آزمون‌هایی را پیشنهاد کردند. جدول شماره (۳) خلاصه‌ای از نتایج آزمون‌های متنوع ریشه واحد را برای متغیرهای سطح و تفاضل مرتبه اول نشان می‌دهد. فرضیه صفر در تمامی آزمون‌های فوق وجود ریشه واحد است. نتایج نشان می‌دهد در حالی که

به کل تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید. یکی از مهم‌ترین متغیرهای موجود در معادلات ۲ و ۳، ماتریس وزنی فضایی، و یا همان ماتریس W است که مبین چینش جغرافیایی مشاهدات مقطعی (در اینجا کشورها) در مدل مورد نظر است. به طور کلی، مکان به عنوان عامل متمایزکننده اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم به دو شکل در مدل‌ها ظاهر می‌شود. نخست موقعیت در صفحه مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و دوم مجاورت و همسایگی که منعکس‌کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای، نسبت به واحدهای دیگر است. روشی که در این مقاله مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش مجاورت فضایی و بویژه روش مجاورت ملکه^{۳۴} است (Le Sage and Pace, 2009). این روش بدین صورت اجرا می‌شود که پس از طراحی ماتریس ۳۵ در ۳۵ که سطر و ستون آن نشان‌دهنده تعداد کشورهای آسیایی است، برای دو کشور i و j که با یکدیگر مرز زمینی مشترک دارند مقدار $w_{ij}=1$ و برای دیگر کشورها $w_{ij}=0$ در نظر گرفته می‌شود. پس از ساختن ماتریس، نوبت به نرمال‌سازی آن می‌رسد؛ بدین معنا که ماتریس W به گونه‌ای تغییر می‌یابد که

متغیرهای مذکور در سطح خود نامانا هستند، پس از گرفتن تفاضل مرتبه اول متغیرهایی مانا تبدیل می‌شوند. از این رو به جای متغیر مرتبه اول به متغیرها استفاده شده است.

جدول شماره (۳): آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول (شامل عرض از مبدأ و روند)				آزمون مانایی متغیر سطح (شامل عرض از مبدأ و روند)				نام متغیر
PP - Fisher Chi-square	ADF - Fisher Chi-square	Im, Pesaran and Shin W-stat	Levin, Lin & Chu t	PP - Fisher Chi-square	ADF - Fisher Chi-square	Im, Pesaran and Shin W-stat	Levin, Lin & Chu t	
۷۲۹/۳۱ (۰/۰۰)	۱۵۶/۱۷ (۰/۰۰)	-۶/۵۰ (۰/۰۰)	-۱۲/۵۳ (۰/۰۰)	۱۴/۵۹ (۱/۰۰)	۱۰/۵۳ (۱/۰۰)	۵/۶۹ (۱/۰۰)	-۲/۲۸ (۰/۰۱)	LOG(CO2)
۹۲/۶۴ (۰/۰۵)	۹۲/۶۴ (۰/۰۵)	-----	-۵/۸۶ (۰/۰۰)	۳۳/۱۶ (۱/۰۰)	۱۴۰/۵۱ (۰/۰۰)	-۵/۶۴ (۰/۰۰)	-۸/۲۵ (۰/۰۰)	LOG(PM10)
۹۸/۷۷ (۰/۰۱)	۱۱۰/۹۰ (۰/۰۰)	-۴/۱۷ (۰/۰۰)	-۱۲/۸۳ (۰/۰۰)	۰/۰۰۰۱ (۱/۰۰)	۰/۰۰۶ (۱/۰۰)	۳۴/۰۸ (۱/۰۰)	۱۵/۴۵ (۱/۰۰)	LOG(GDPPC)
۷۶۷/۸۲ (۰/۰۰)	۴۰۳/۲۶ (۰/۰۰)	-۱۹/۲۶ (۰/۰۰)	-۲۲/۴۵ (۰/۰۰)	۲۸/۵۶ (۰/۰۰)	۴۲/۴۷ (۰/۹۹)	۱/۰۲ (۰/۸۴)	-۸/۵۴ (۰/۰۰)	IND_SHARE
۲۰۲/۷۲ (۰/۰۰)	۲۰/۶۰ (۱/۰۰)	۳/۵۷ (۰/۹۹)	-۴/۹۸ (۰/۰۰)	۰/۰۰۹ (۱/۰۰)	۱۱/۲۱ (۱/۰۰)	۵/۴۹ (۱/۰۰)	۷/۵۸ (۱/۰۰)	POP_DENS
۷۶۷/۸۲ (۰/۰۰)	۴۰۳/۲۶ (۰/۰۰)	-۱۹/۲۶ (۰/۰۰)	-۲۲/۴۵ (۰/۰۰)	۲۸/۵۶ (۱/۰۰)	۴۲/۴۷ (۰/۹۹)	۱/۰۲ (۰/۸۴)	-۸/۵۴ (۰/۰۰)	OPENNESS

(منبع: محاسبات نویسنندگان - اعداد داخل پرانتز احتمال پذیرش فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است)

اجرای مدل و نتایج آن

است که تعداد مشاهدات مقطعی (N) آنها بزرگ باشد و دوم آن که اعتبار این روش بخصوص در مطالعات تجربی به واسطه روش شناسی آن مورد مجادله و اختلاف است. از این رو در تحقیق حاضر فقط از روش آثار ثابت برای تخمین دو مدل Panel SAR و Panel SEM استفاده شده است.

جدول شماره (۴) نتایج تخمین مدل‌های فوق را برای دو آلاینده دی اکسید کربن (CO₂) و ذرات معلق (PM10) نشان می‌دهد. مدل‌های ۱ و ۲ در جدول شماره (۴) نتایج تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس برای آلاینده دی اکسید کربن را نشان می‌دهد. نتایج مدل ۱ بیانگر وجود یک رابطه با شکل U معکوس میان درآمد سرانه کشورهای آسیایی و تولید سرانه دی اکسید کربن در آنهاست. این یافته تأییدی بر نظریات پشتیبان منحنی زیست محیطی کوزنتس است که معتقدند در نخستین گام رشد اقتصادی، به واسطه غلبه اثر مقیاس تولید بر آثار رشد فنی و تغییرات ساختاری، مردم و دولت‌ها حاضر می‌شوند سرمایه زیست محیطی خود را با سرمایه اقتصادی معاوضه کنند، و یا به عبارت دیگر، به امید به دست آوردن درآمد بیشتر از کیفیت زیست محیطی

Elhorst (2003) در مقاله خود به تشریح کامل روش شناسی

مدل‌های داده‌های تلفیقی فضایی می‌پردازد. دو جزء تفاوت مدل‌های داده‌های تلفیقی فضایی با مدل‌های داده‌های مقطعی، و یا مجموعه زمانی را شکل می‌دهد. نخست جزء اثر ثابت (η) که مبین ویژگی‌های ثابت مشاهدات مقطعی است و دوم جزء تأخیر فضایی که می‌تواند به عنوان متغیر توضیحی در مدل (Panel SAR) و یا رابطه میان پسماندهای مدل (Panel SEM) دیده شود. همچون روش شناسی مدل‌های تلفیقی، در اینجا نیز جزء اثر ثابت با میانگین گیری حذف می‌شود.

حال می‌توان هر یک از مدل‌های Panel SAR، و یا Panel SEM را با استفاده از روش آثار ثابت^{۲۵}، یا آثار تصادفی^{۲۶} تخمین زد. انتخاب میان روش‌های آثار ثابت و تصادفی بر اساس آزمون Hausman و انتخاب میان دو مدل Panel SAR و Panel SEM بر اساس مقایسه مقدار و معناداری ضرایب لاگرانژ صورت می‌گیرد که پیش‌تر شرح آن گفته شد. اما بر اساس آنچه Elhorst (2003) اشاره می‌کند، اولاً روش آثار تصادفی برای مدل‌هایی طراحی شده

مقیاس تولید غلبه یافته و با افزایش درآمد سرانه، آلودگی هوا کاهش می‌یابد.

اما برخلاف درآمد سرانه، هیچ‌کدام از سه متغیر کنترلی مدل یعنی سهم بخش صنعت، تراکم جمعیتی و آزادی تجاری نتوانستند ضریبی معنادار را از آن خود سازند.

خود صرف‌نظر کنند. اما با رسیدن به نقطه عطف، روند معکوس می‌شود و همزمان با تغییر ذائقه و نگرش مردم به سوی محیط زیست زندگی خود و تبدیل کیفیت زیست محیطی از کالای لوکس به کالای ضروری، دو اثر رشد فنی و تغییرات ساختاری بر اثر

جدول شماره (۴): نتایج تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس برای آلاینده‌های

PM10 و CO2 در کشورهای آسیایی

متغیر وابسته	ΔLOG(CO2)				ΔLOG(PM10)			
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
متغیرهای مستقل	SAR	SEM	SAR	SEM	SAR	SEM	SAR	SEM
ΔLOG(GDPPC)	۲/۰۹** (۲/۴۸)	۲/۱۰** (۲/۴۸)	۲/۴۱*** (۳/۲۰)	۲/۴۳*** (۳/۱۹)	۰/۱۰ (۰/۱۸)	-۰/۰۲ (-۰/۰۴)	۰/۱۰** (۲/۱۲)	۰/۱۰** (۲/۰۸)
Δ(LOG(GDPPC)) ²	-۰/۲۲* (-۱/۹۲)	-۰/۲۲* (-۱/۹۱)	-۰/۲۷*** (-۲/۶۱)	-۰/۲۷*** (-۲/۵۹)	۰/۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۲ (۰/۲۶)	---	---
ΔIND_SHARE	۰/۰۰۰۱ (۰/۱۹)	۰/۰۰۰۹ (۰/۱۸)	---	---	-۰/۰۰۱*** (-۳/۳۹)	-۰/۰۰۱*** (-۳/۶۲)	-۰/۰۰۱*** (-۳/۳۱)	-۰/۰۰۱*** (-۳/۵۶)
ΔPOP_DENS	۰/۰۰۰۱ (-۰/۸۹)	-۰/۰۰۰۱ (۰/۹۰)	---	---	-۰/۰۰۰۰۴ (-۰/۳۷)	-۰/۰۰۰۰۵ (-۰/۴۹)	---	---
ΔOPENNESS	۰/۰۰۰۱ (۰/۸۷)	۰/۰۰۰۱ (۰/۸۵)	---	---	۰/۰۰۰۱ (۱/۶۱)	۰/۰۰۰۱ (۱/۴۵)	---	---
RHO	۰/۰۹* (۱/۹۴)	---	۰/۰۹* (۱/۹۲)	---	۰/۱۶*** (۳/۵۰)	---	۰/۱۷*** (۳/۶۱)	---
LAMBDA	---	۰/۰۷ (۱/۵۸)	---	۰/۰۷ (۱/۵۴)	---	۰/۱۷*** (۳/۹۰)	---	۰/۱۸*** (۳/۹۲)
R ²	۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۰
LM Lag (Prob.)	۵/۴۷ (۰/۰۱)		۵/۷۷ (۰/۰۱)		۶۳/۴۴ (۰/۰۰)		۶۴/۰۲ (۰/۰۰)	
LM Error (Prob.)	۲/۷۴ (۰/۰۹)		۳/۰۸ (۰/۰۷)		۶۳/۳۷ (۰/۰۰)		۶۳/۷۳ (۰/۰۰)	
LM Lag Robust (Prob.)	۹/۱۰ (۰/۰۰)		۷/۰۹ (۰/۰۰)		۰/۱۳ (۰/۷۱)		۰/۳۰ (۰/۵۷)	
LM Error Robust (Prob.)	۶/۳۷ (۰/۰۱)		۴/۴۰ (۰/۰۳)		۰/۰۶ (۰/۷۹)		۰/۰۱ (۰/۹۰)	

(منبع: محاسبات نویسنده‌گان - اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t هستند. ***, **, * و %۱۰ و %۵ هستند.)

همسایه به‌وجود می‌آید. البته نمی‌توان گفت کدام‌یک از پنج سازوکاری که بیشتر اشاره شد، و یا ترکیب کدام‌یک از آنها چنین اثری را به‌وجود آورده است. بر اساس این نتایج سیاست‌های داخلی کشورها در خصوص کاهش مصرف انرژی و انتشار آلودگی (از جمله بهبود فناوری، کاهش شدت انرژی، کنترل‌های قیمتی، آموزش و ...) می‌تواند نزدیک به ۹۰ درصد تغییرات سطح دی‌اکسید کربن را هدف قرار دهد. اما برای کاهش ۱۰ درصد باقیمانده باید از سیاست‌های بین‌المللی و ابزارهای مشارکتی سود جست، زیرا ریشه انتشار این آلاینده‌ها در خارج از کشورها قرار دارد. نقطه ضعف یافته فوق، بی‌معنا بودن ضریب اثر سرریز فضایی در مدل Panel SEM یا LAMBDA است. هر چند این ضریب مقدار مثبتی را از آن خود ساخته است، اما از معناداری آماری برخوردار نیست. در حالی که

توجه به این نکته لازم است که به دلیل نامانایی متغیرهای سطح، مدل به صورت تفاضل مرتبه اول تخمین زده شده است و از این رو تمامی نتایج، مبین روابط کوتاه مدت میان متغیرهای توضیحی و وابسته هستند. بنابراین تنها می‌توان مدعی شد که مدل ۱ بیان می‌کند، هیچ یک از متغیرهای سه گانه کنترلی نمی‌توانند در کوتاه مدت اثری بر افزایش، و یا کاهش سطح دی‌اکسید کربن داشته باشند.

سرریز فضایی آلاینده دی‌اکسید کربن در مدل Panel SAR، ضریبی (RHO) مثبت و معنادار را به خود اختصاص می‌دهد. از آنجا که متغیر وابسته به صورت لگاریتم بیان شده است می‌توان مدعی شد که نزدیک به ۱۰ درصد تغییرات در تولید سرانه دی‌اکسید کربن کشوری آسیایی از طریق سرریز فضایی این آلاینده از کشورهای

سوختهای سنتی (مانند چوب) را تولید می‌کنند. افزایش روند صنعتی شدن به معنای مهاجرت نیروی کار از روستا به شهر و تغییر فناوری تولیدی از فناوری‌های کاملاً سنتی به فناوری‌های مدرن‌تر است. این امر هم میزان جنگل‌زدایی را به واسطه کاهش تقاضای سوخته‌های سنتی کاهش می‌دهد و همچنین با افزایش تراکم جمعیتی در شهرها، مصرف انرژی را بهینه‌تر می‌سازد. بررسی ضرایب RHO و LAMBDA نشان می‌دهد که سرریز فضایی ذرات معلق یکی از مهم‌ترین متغیرهای توضیح دهنده تغییر سطح تولید این آلاینده است. بروشنی می‌توان دید که اثر این پدیده حتی قویتر از اثر تغییر درآمد سرانه است، زیرا در مقایسه با ده درصد میزان توضیح‌دهندگی متغیر درآمد سرانه، این متغیر ۱۷ درصد تغییرات انتشار ذرات معلق کشورهای آسیایی را توضیح می‌دهد. این متغیر در هر دو مدل Panel SAR و Panel SEM در سطح یک درصد معنادار است.

حذف متغیرهای بدون معنا از مدل ۳ و ایجاد مدل ۴ نه فقط تغییری در معناداری متغیرها ایجاد نمی‌کند، بلکه میزان ضرایب RHO و LAMBDA را یک درصد افزایش می‌دهد. مقایسه ضرایب چهارگانه LM ما را به این نتیجه می‌رساند که می‌توان هر دو مدل SEM و SAR را به عنوان ساختار سرریز فضایی (به عنوان تأخیر متغیر وابسته، و یا تأخیر فضایی اجزای پسماند) پذیرفت؛ هرچند که عملکرد مدل Panel SAR کمی بهتر از مدل Panel SEM است.

نتیجه‌گیری

تحقیق حاضر تلاش کرد تا با بررسی مفهوم خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست محیطی به عنوان سنگ بنای مطالعات فضایی در تحقیقات اقتصاد محیط زیست، روش‌شناسی مدل‌سازی آنها در قالب منحنی‌های فضایی زیست محیطی کوزنتس و در نهایت مطالعه مهم‌ترین تحقیقات و یافته‌های محققان، راه را به سوی آزمون مدلی تجربی برای کشورهای آسیایی آماده کند. هدف این تحقیق آن بود تا مشخص کند که آیا پدیده خودهمبستگی فضایی در خصوص آلاینده جهانی دی‌اکسیدکربن و آلاینده محلی ذرات معلق وجود دارد و اهمیت آن به چه میزان است.

در حالی که یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که پدیده فوق را می‌توان در هر دو آلاینده مورد نظر دید، اما مقدار و معناداری این پدیده در خصوص آلاینده محلی ذرات معلق بیشتر از آلاینده جهانی دی‌اکسیدکربن است. این موضوع تأییدی است بر یافته‌های

مدل ۱ از ترکیبی از تمام متغیرهای اصلی و کنترلی تشکیل شده است، می‌توان با حذف متغیرهای بدون معنا، پایداری و ثبات ضرایب دیگر متغیرها را آزمون کرد. از این رو مدل ۲ طراحی شد که در آن سه متغیر کنترلی سهم بخش صنعت، تراکم جمعیتی و آزادی تجاری حذف شده است. نتایج مدل ۲ همانند مدل ۱ است، با این تفاوت که حذف سه متغیر کنترلی، مقدار و معناداری متغیر درآمد سرانه و مربع آن را افزایش داده است. در این مدل نیز می‌توان دید که فقط اگر خودهمبستگی فضایی به صورت تأخیر فضایی متغیر وابسته یعنی میزان درآمد سرانه دی‌اکسیدکربن در مدل تصریح شود، معنادار خواهد بود.

کدام یک از مدل‌های Panel SAR و Panel SEM در تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس در خصوص آلاینده دی‌اکسیدکربن نتایج معنادار و قابل اتکایی را ارائه می‌دهند؟ مقایسه ضرایب تأخیر و خطای LM نشان می‌دهند که بر اساس این دو آماره، هر دو مدل نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌دهند. در گام دوم و در صورت مقایسه ضرایب قوی تأخیر و خطای LM نیز می‌توان یافته پیشین را تأیید کرد. اما در خصوص ذرات معلق باید گفت که مدل‌های ۳ و ۴ نشان می‌دهند که تنها رابطه موجود میان درآمد سرانه کشورهای آسیایی و میزان تولید ذرات معلق در آنها، رابطه‌ای یکنواخت و افزایشی است. در حالی که مدل ۳ نشان می‌دهد که اگر هر دو متغیر سطح درآمد سرانه و مربع آن در مدل گنجانده شود معناداری آماری خود را از دست می‌دهند، اما در صورت حذف متغیر مربع در مدل ۴، رابطه‌ای مثبت میان درآمد سرانه و تولید ذرات معلق برقرار می‌شود. این بدان معناست که اگر درآمد واقعی سرانه کشورهای آسیایی دو برابر شود، ذرات معلق در آنها به میزان ۱۰ درصد افزایش می‌یابد. از این رو می‌توان گفت که الگوی شناخته شده منحنی زیست محیطی کوزنتس در خصوص ذرات معلق تأیید نمی‌شود.

مدل ۳ نشان می‌دهد که از میان سه متغیر کنترلی، فقط متغیر معنادار و تأثیرگذار بر حجم ذرات معلق، سهم بخش صنعت و یا به عبارت دیگر میزان صنعتی بودن اقتصاد کشور است. این رابطه، رابطه‌ای منفی است، یعنی صنعتی شدن هر چه بیشتر اقتصاد، کاهش تولید ذرات معلق را در پی خواهد داشت. این اثر را می‌توان بر این اساس توجیه کرد که روستاییان و... بخش بزرگی از ذرات معلق بخصوص در کشورهای در حال توسعه از فعالیت‌های غیرتولیدی همچون جنگل‌زدایی (بیابان‌زایی) و استفاده از

یادداشت‌ها

- 1- Environmental Kuznets Curve (EKC)
- 2- Eco-products
- 3- Toda-Yamamoto
- 4- Spatial autocorrelation
- 5- Michael F. Dacey
- 6- Pollution Displacement Hypothesis
- 7- Spatial dependence
- 8- Spatial heterogeneity
- 9- Gauss-Markov
- 10- Spatial autoregressive models
- 11- Bayesian spatial autoregressive models
- 12- Locally linear spatial models
- 13- Maximum Likelihood
- 14- First-order spatial autoregressive model
- 15- Mixed autoregressive-regressive models
- 16 - Spatial errors models
- 17- General spatial models
- 18- Lagrange Multiplier
- 19- LM Lag Robust
- 20- LM Error Robust
- 21- Bayesian spatial error model
- 22- Spatial cross-section econometric model
- 23- Spatial lag model
- 24- Queen contiguity
- 25- Fixed effects
- 26- Random effects

مطالعات پیشین که نشان دادند پدیده سرریز فضایی از یک کشور به کشورهای همسایه، بیشتر در خصوص آلاینده‌های محلی با تمرکز منطقه‌ای وجود دارد. یافته‌ها نشان دادند درحالی‌که سرریز فضایی آلاینده دی‌اکسیدکربن از کشورهای همسایه به سوی کشور مقصد می‌تواند نزدیک به ده درصد تغییرات دی‌اکسیدکربن را در آن کشور توضیح دهد، این پدیده در خصوص آلاینده ذرات معلق مبین نزدیک به ۱۷ درصد تغییرات است. در کنار این پدیده می‌توان دید که شکل منحنی زیست محیطی کوزنتس در خصوص گاز دی‌اکسیدکربن از همان الگوی شناخته شده U معکوس تبعیت می‌کند، در حالی‌که این رابطه برای ذرات معلق، یکنواخت و افزایشی است. از این‌رو می‌توان مدعی شد که با تغییرات بنیادین در ساختار اقتصاد جهانی که نتیجه آن ظهور ابرقدرت‌های جدید اقتصادی در آسیا یعنی هند و چین بوده است، تا چندی شاهد افزایش فزاینده هر دو آلاینده دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق خواهیم بود که این قاره را به یکی از آلوده‌ترین مناطق جهان تبدیل خواهد کرد. هر چند که به دلیل ماهیت آلاینده دی‌اکسیدکربن، آسیب‌های ناشی از انتشار این آلاینده متوجه اکوسیستم زمین می‌شود و آثار آن عملاً تمامی کشورها را در بر خواهد گرفت. اما پس از آن، آلاینده دی‌اکسیدکربن به مرور کاهش می‌یابد، در حالی‌که روند افزایشی ذرات معلق همچنان ادامه خواهد داشت.

منابع مورد استفاده

- آماده، ح. حق دوست، ا. اعظمی، آ. ۱۳۸۸. بررسی رابطه حجم گازهای گلخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران (مطالعه موردی دی‌اکسید کربن)، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۳۵، صص ۲۰۹ تا ۲۳۷.
- بهبودی، د.، فلاحی، ف.، برقی گل‌عذابی، ا. ۱۳۸۹. عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر انتشار سرانه دی‌اکسید کربن در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)، تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۰، صص ۱ تا ۱۷.
- پژویان، ج.، مراد حاصل، ن. ۱۳۸۶. بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره چهارم، صص ۱۰ تا ۱۴۱.
- زیبایی، م.، شیخ زین‌الدین، آ. ۱۳۸۸. تنوع زیست محیطی و رشد اقتصادی: تحلیل مقطعی کشوری (با تأکید بر کشورهای در حال توسعه)، مجله محیط شناسی، شماره ۴۹، صص ۶۱ تا ۷۲.
- صالح، ا.، شعبانی، ز.، سادات باریکانی، س.ح.، یزدانی، س. ۱۳۸۸. بررسی رابطه علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعه موردی گاز دی‌اکسیدکربن)، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۶۶، صص ۱۹ تا ۴۱.
- عرب مازار، ع. ا.، صداقت پرست، ا. ۱۳۸۹. بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس با ملاحظه پسماندهای جامد شهر تهران، پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۰، صص ۱ تا ۲۰.
- غزالی، س.، زیبایی، م. ۱۳۸۸. بررسی و تحلیل رابطه بین آلودگی محیطی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تلفیقی: مطالعه موردی آلاینده مونوکسیدکربن، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، شماره ۲۳، صص ۱۲۹ تا ۱۳۴.

فطرس، م.ح.، نسرین‌دوست، م. ۱۳۸۸. بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۱۳۵۹ تا ۸۳. مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۱، صص ۱۱۳ تا ۱۳۵.

نصرالهی، ز.، غفاری گولک، م. ۱۳۸۸. توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منحنی زیست محیطی کوزنتس)، پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۳۵، صص ۱۰۵ تا ۱۲۶.

Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models (Studies in Operational Regional Science)*, Springer.

Anselin, L., et al. 1996. Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, pp. 77-104.

Breitung, J. 2000. The local power of some unit root tests for panel data, in: B. Baltagi, Editor, *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels. Advances in Econometrics*, 15, pp. 161-178.

Choi, I. 2001. Unit root tests for panel data, *Journal of International Money Finance*, Vol. 20, pp. 249-272.

Ciriaci, D., D., Palma. 2010. Geography, environmental efficiency and Italian economic growth: a spatially-adapted Environmental Kuznets Curve. MPRA Paper from University Library of Munich, Germany.

Dasgupta, S., et al. 2002. Confronting the environmental Kuznets curve, *Journal of Economic Perspectives*, 16: 147-168.

Dinda, S. 2004. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey, *Ecological Economics*, Vol. 49, Issue 4, pp. 431-455

Elhorst, J.P. 2003. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models, *International Regional Science Review*, Vol. 26, pp. 244-68.

Elhorst, J.P. 2010. Spatial Panel Data Models, In: Fischer MM, Getis A (Eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*, pp. 377-407.

Florax, R., A.J., Van der Vlist. 2003. Spatial Econometric Data Analysis: Moving Beyond Traditional Models, *International Regional Science Review*, Vol. 26, No. 3, pp. 223-243

Florax, R.J.G.M., H., Folmer, S.J., Rey. 2003. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 33, pp. 557-579.

Getis, A. 2010. Spatial autocorrelation, In: Fischer MM, Getis A (eds.) *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods, and Applications*, Springer Verlag, Berlin and Heidelberg.

Grossman, G.M. 1995. Pollution and growth: what do we know?, In: I. Goldin and L.A. Winters (Editors) *The Economics of Sustainable Development*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 19-47.

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

Hubert, L.J., R.G., Golledge. 1981. A heuristic method for the comparison of related structures, *Journal of Mathematical Psychology*, Vol. 23, pp. 214-226.

- Im, K.S., M.H., Pesaran, Y., Shin .2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53–74.
- Keller, W. 2004. International technology diffusion, *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, pp. 752–782.
- Kuznets, S. 1955. Economic growth and income inequality, *American Economic Review*, Vol. 49, pp. 1-28.
- Le Sage, J., R.K., Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*, Taylor & Francis, Inc.,
- Levin, A., C.F., Lin, C.S.J., Chu. 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics*, Vol. 108, pp. 1–24.
- Maddala, G.S., S., Wu .1999. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 631–652.
- Maddison, D.J. 2006. Environmental Kuznets curves: a spatial econometric approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 51, pp. 218–230.
- Maddison, D.J. 2007. Modelling sulphur emissions in Europe: a spatial econometric approach. *Oxford Economic Papers*, Vol. 59, pp. 726–743.
- McPherson, M.A., M.L., Nieswiadomy. 2005. Environmental Kuznets curve: threatened species and spatial effects, *Ecological Economics*, Vol. 55, pp. 395–407.
- Mizobuchi, K., K., Kakamu. 2007. Simulation studies on the CO₂ emission reduction efficiency in spatial econometrics: a case of Japan, *Economics Bulletin*, Vol. 18, pp. 1–9.
- Pandit, R., D.N., Laband. 2007. General and specific spatial autocorrelation: insights from country-level analysis of species imperilment, *Ecological Economics*, Vol. 61, pp. 75–80.
- Poon, J.P.H., I., Casas, C., He .2006. The impact of energy, transport, and trade on air pollution in China, *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 47, pp. 1–17.
- Rothman, D.S. 1998. Environmental Kuznets curves – real progress or passing the buck? A case for consumption-based approaches, *Ecological Economics*, Vol. 25, pp. 177–194.
- Rupasingha, A., et al. 2004. The environmental Kuznets curve for US counties: a spatial econometric analysis with extensions, *Papers in Regional Science*, Vol. 83, pp. 407–424.
- Stern, D.I. .2004. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve, *World Development*, Vol. 32, Issue 8, pp. 1419-1439
- Vukina, T., J., Beghin, E.G., Solakoglu. 1999. Transition to markets and the environment: Effects of the change in the composition of manufacturing output, *Environment and Development Economics*, Vol. 4, pp. 582-598.