محیط شناسی، سال سی و هفتم، شمارهٔ ۵۸ ، تابستان ۹۰، صفحهٔ ۱-۱۴

بررسی منحنی فضایی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای آسیایی (مطالعهٔ موردی: گاز دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق)

حسین میرشجاعیان حسینی[1*]، فرهاد رهبر[2]

۱-دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه تهران و پژوهشگر در دانشگاه هیروشیما،

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

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

چکیده

منحنی زیست محیطی کوزنتس یکی از شناخته‌شده‌ترین مفاهیم در حوزهٔ اقتصاد محیط زیست است‌که در خلال بیست سال گذشته در ابعاد مختلف توسعه یافته است. یکی از پیشرفت‌های جدید در مطالعهٔ رابطهٔ میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی، توجه به ماهیت فضایی پدیده‌های زیست محیطی است‌که به نام خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست محیطی شناخته می‌شود. ایدهٔ منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس کاملا شبیه منحنی زیست محیطی کوزنتس است، با این تفاوت که به پدیدهٔ خودهمبستگی فضایی آلاینده‌های زیست محیطی به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی مدل توجه می‌کند. این مقاله تلاش می‌کند تا با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی فضایی، منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس را برای دو آلایندهٔ دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق در حوزهٔ جغرافیایی کشورهای آسیایی و در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۷ برآورد سازد. هدف این تحقیق پاسخ به این سوالات است که آیا پدیدهٔ خودهمبستگی فضایی در خصوص آلاینده جهانی دی‌اکسیدکربن و آلاینده محلی ذرات معلق وجود دارد و اهمیت آن به چه میزان است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سرریز فضایی آلاینده‌های دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق به ترتیب قادر به توضیح ۱۰ و ۱۷ درصد از تغییرات آلاینده‌ها در کشورهای آسیایی هستند. همچنین نتایج نشان دهندهٔ وجود 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 مترمکعب است.

کلید واژه

خودهمبستگی فضایی، منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس، مدل‌های داده‌های تلفیقی فضایی، کشورهای آسیایی

طبقه بندی JEL: C33, O53, Q56

سرآغاز

انتشار مقالهٔ Grossman و Krueger (1991) در خصوص رابطهٔ میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی، توجه بسیاری از محققان و نهادهای بین‌المللی را به این موضوع معطوف کرد. ایدهٔ منحنی زیست محیطی کوزنتس[1] از مطالعه مشهور Kuznets (1955) اقتباس شد که معتقد بود میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی رابطه‌ای با شکل U معکوس وجود دارد. منحنی زیست محیطی کوزنتس نیز مبتنی بر رابطه‌ای مشابه معرفی شد، بدین معنا که در گام‌های نخست رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه، میزان آلودگی به تدریج بالا می‌رود تا حدی از درآمد سرانهٔ آلودگی به اوج خود نزدیک می‌شود. افزایش مداوم درآمد سرانه موجب‌گذار از این نقطهٔ عطف و در نهایت کاهش آلودگی، یا به عبارت دیگر، افزایش کیفیت محیط زیست می‌شود (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 نهاده‌ها و در نتیجه منابع طبیعی برای افزایش تولید است. سازوکار رشد فنی به معنای استفاده کاراتر از نهاده‌ها، جایگزینی نهاده‌ها، یا فرایندهای تولید آلاینده با نهاده‌ها و یا فرایندهای کمتر

نویسنده مسئول: تلفن: ۰۹۱۲۶۵۰۹۷۶۰ E-Mail:mirshojaeian@ut.ac.ir

آلاینده، حرکت به سوی تولید محصولات بوم گرا[۲]، تولید کمتر ضایعات، و یا تبدیل آنها به اشکال کمتر آلاینده است.

آخرین سازوکار با تغییر ساختار اقتصادی عمل می‌کند. در نخستین گام‌های توسعهٔ اقتصادی، تولید از بخش کشاورزی به بخش صنعتی انتقال می‌یابد که نتیجهٔ تبعی آن افزایش آلودگی و کاهش کیفیت محیط زیست است. اما با تداوم فرایند صنعتی شدن، بهبود نهادهای عمومی و تغییر نیازهای مصرف کنندگان، 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 نتیجهٔ آن به کاهش آلودگی زیست محیطی کشورها می‌انجامد (Grossman, 1995; Vukina, et al., 1999).

مطالعات نظری و تجربی گسترده‌ای‌که 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 زیست‌محیطی 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 دهندهٔ منحنی زیست محیطی کوزنتس صورت پذیرفته است که عموماً بر حوزهٔ 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 فرضیهٔ 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 درجهٔ بازبودن اقتصاد بر میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن ، وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای مذکور را مورد تأیید قرار می‌دهد. زیبایی و شیخ زین الدین (۱۳۸۸) در قالب مدل داده‌های مقطعی شامل ۱۲۱ کشور، به بررسی رابطهٔ 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 نسرین‌دوست (۱۳۸۸) با استفاده از آزمون علیت تودا – یاماموتو[۳] به بررسی رابطهٔ علی و معلولی میان دو معیار رشد اقتصادی (درآمد سرانه و سرانهٔ مصرف انرژی) و دو معیار آلودگی (آلودگی هوا و آلودگی آب) در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان‌دهندهٔ وجود روابط علی یکطرفه از نشر دی‌اکسیدکربن به درآمد سرانه و سرانهٔ مصرف انرژی و از سرانه مصرف انرژی به آلودگی آب است.

صالح و همکاران (۱۳۸۸) با بررسی رابطهٔ علی میان تولید ناخالص داخلی و حجم گاز دی‌اکسیدکربن در ایران دریافتند که یگانه رابطهٔ 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 رابطهٔ تولید ناخالص داخلی پنج استان اصفهان، تهران، خراسان، فارس و مازندران و میزان انتشار آلایندهٔ گازی منواکسیدکربن در آنها پرداختند. نتایج تحقیق آنها نیز مبین رابطهٔ مثبت میان این دو متغیر است. آماده و همکاران (۱۳۸۸) در مقالهٔ خود رابطهٔ انتشار گاز گلخانه‌ای دی‌اکسیدکربن و تولید ناخالص داخلی سرانهٔ 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 توسعهٔ انسانی (HDI) استفاده کرده‌اند و رابطهٔ آن را با میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در دو دسته کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی و در دورهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۴ بررسی کردند. نتایج تحقیق برای کشورهای آسیای جنوب غربی نشان‌دهندهٔ رابطه‌ای افزایشی و خطی میان انتشار گاز CO_2 و

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

یکی از پیشرفت‌های جدید در مطالعهٔ رابطهٔ میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی، توجه به ماهیت فضایی پدیده‌های زیست محیطی است. ورود بعد فضایی به منحنی زیست محیطی کوزنتس که به نام منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس شناخته می‌شود، از مطالعهٔ 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 مقالهٔ فارسی در این خصوص باشد. ایدهٔ منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس کاملا شبیه منحنی زیست محیطی کوزنتس است، با این تفاوت که به پدیده خودهمبستگی فضایی[۴] آلاینده‌های زیست محیطی 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 زیست محیطی، روش شناسی مدل‌سازی منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس و مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته و یافته‌های به‌دست آمده آن را بررسی کند. در بخش سوم و چهارم، منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی فضایی برای دو آلایندهٔ دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق (PM10) در حوزهٔ جغرافیایی کشورهای آسیایی و در بازهٔ زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ برآورد خواهد شد.

در حالی که یافته‌های تحقیق نشان‌دهندهٔ 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.

منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس: مفهوم، روش‌شناسی و مطالعات پیشین

خودهمبستگی فضایی در پدیده‌های زیست محیطی

ایدهٔ منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس بر مفهوم خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست محیطی استوار است. ساده‌ترین تعریف برای مفهوم خودهمبستگی فضایی، وجود رابطهٔ میان واحدهای فضایی نزدیک به هم است (Getis, 2010). Hubert و Golledge (1981) مفهوم خودهمبستگی فضایی را این‌گونه تعریف می‌کنند: اگر مجموعه S دربرگیرندهٔ n واحد جغرافیایی باشد، خودهمبستگی فضایی به رابطهٔ میان متغیرهای هر یک از n واحد و معیاری از نزدیکی جغرافیایی برای تمامی n(n-1) زیرمجموعهٔ دو عضوی مجموعه S اطلاق می‌شود. مایکل اف دکی[۵] مفهوم خودهمبستگی فضایی را در انتهای دههٔ 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 خود همبستگی فضایی پدیده‌های زیست محیطی همچون منحنی زیست محیطی 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 فرضیهٔ فوق با این یافته مورد قبول در بسیاری از مطالعات تجربی که حجم تجارت میان کشورها با فاصلهٔ آنها رابطه‌ای معکوس دارد، ما را به این نکته رهنمون می‌سازد که آلودگی در کشوری، تابعی از ویژگی‌های زیست محیطی 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 فاصلهٔ جغرافیایی به عنوان عامل محدود کنندهٔ 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، عکس العمل راهبردی کشورها به جریانات فرامرزی آلودگی است. در این سازوکار، رابطهٔ فضایی زیست محیطی کشورها نه بر اساس

فاصله، بلکه بر اساس الگوهای شناخته شده هواشناسی مبتنی بر انتقال ذخایر آلاینده‌ها در سطوح جوّی 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. بی شک، 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[۷] میان مشاهده‌ها و ناهمسانی فضایی[۸] 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 تاثیر 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[۹] هستند و نادیده گرفتن آنها در مدل‌های مرسوم، باعث تورش و ناسازگاری نتایج خواهد شد (Florax and Vlist, 2003).

از انتهای دهۀ ۸۰ میلادی تاکنون، اقتصادسنجی فضایی رشد بسزایی یافته است. امروزه دامنۀ گسترده‌ای از مدل‌های خودرگرسیونی فضایی[۱۰]، مدل‌های خودرگرسیونی فضایی بیزین[۱۱]، مدل‌های فضایی خطی محلی[۱۲]، 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 راست‌نمایی[۱۳] (ML)، تخمین‌های بدون تورش و سازگاری را ارایه 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 خودرگرسیونی فضایی برای تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس مورد استفاده قرار می‌گیرند. معادلۀ (۱) ساختار کلی مدل‌های خودرگرسیونی فضایی را نشان می‌دهد.

$$y = \rho W_1 y + X\beta + u$$
$$u = \lambda W_2 u + \varepsilon \qquad \text{معادله(۱)}$$
$$\varepsilon \cong N(0, \sigma^2 I_n)$$

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

در رابطۀ فوق، n نشان دهندۀ تعداد مشاهدات مقطعی و k مبین تعداد متغیرهای توضیحی است. پارامتر ρ نشان دهندۀ ضریب تأخیر فضایی متغیر وابسته $(W_1 y)$، λ نشان دهندۀ 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 خودرگرسیونی فضایی می‌رساند که هر یک بر اساس شرایط، مورد استفاده قرار می‌گیرند:

۱- $X = 0, W_2 = 0$ که به مدل‌های خودرگرسیونی فضایی مرتبۀ اوّل[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- رابطۀ 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 سئوال مطرح می‌شود که آیا سرریز فضایی پدیده‌های زیست محیطی در قالب وقفه فضایی متغیر وابسته در مدل ظهور می‌یابد (SAR)، و یا به صورت

وقفه فضایی جزء پسماند (SEM). از این رو عموماً به جای تخمین انواع مدل‌های خودرگرسیونی، 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 محاسبهٔ آمارهٔ قوی خطای تأخیر LM[۱۹] و آمارهٔ 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 معادلهٔ 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 درجهٔ 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 Matlab، R، GEODA و SpaceStat یافت می‌شود. در این مقاله به دلیل تعداد کشورهای آسیایی از مدل داده‌های تلفیقی خودرگرسیونی 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 شمارهٔ (۱) خلاصه‌ای از مطالعات منتخب در خصوص منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس و نتایج آن را ارایه می‌دهد.

کار تحقیقاتی Rupasingha و همکاران (2004) را می‌توان نخستین مطالعه منحنی فضایی زیست محیطی کوزتنس 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 سرانهٔ 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 حوزهٔ جغرافیایی به حوزه‌های جغرافیایی همجوار پدیده‌ای بامعنا و تأثرگذار است.

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

مطالعهٔ 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.

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

ردیف	نویسندگان	حوزهٔ جغرافیایی	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	مدل مورداستفاده	نتایج
۱	Rupasingha, et al., 2004	۳۰۱۹ بخش اداری در ایالات متحده امریکا	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 پستاندارن در معرض خطر ۲-درصد پرندگان در معرض خطر	۱-درصد پستانداران بومی ۲-درصد پرندگان بومی ۳-درآمد سرانه ۴-تراکم جمعیتی ۵-ازادی شهروندی و حقوق سیاسی ۶-تعداد تظاهرات ضددولتی 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، VOC و CO
۴	Poon,et al., 2006	استان‌های 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 سرانهٔ صادرات ۵-میزان تولید صنعتی	مدل اقتصادسنجی داده های مقطعی فضایی	سرریز فضایی انتشار آلاینده‌های 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	داده‌های مقطعی ملی	۱-درصد گونه‌های در معرض خطر	۱-درآمد سرانه ۲-درصد گونه های بومی ۳-تراکم جمعیتی ۴-ضریب جینی	مدل تأخیر فضایی	وجود سرریز مثبت فضایی گونه‌های معرض خطر
۷	Mizobuchi, Kakamu, 2007	حوزه‌های اداری ژاپن	۱-انتشار گاز CO_2		مدل تأخیر فضایی	وجود سرریز مثبت فضایی گاز دی اکسید کربن
۸	Ciriaci, Palma, 2010	حوزه‌های اداری کشور ایتالیا	۱-آلاینده‌های جهانی (CO_2 و CH_4) ۲-آلاینده‌های محلی (NMVO و CO)	۱-درآمد سرانه ۲-ترکیب صنعتی: نسبت کارگران در صنایع انرژی بر به کل کارگران صنعتی	رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)	وجود سرریز فضایی برای آلاینده‌های جهانی و محلی

(منبع: جمع‌آوری مطالعات توسط نویسندگان)

او در مطالعهٔ خود در می‌یابد که سرریز فضایی یکی از متغیرهای توضیحی معنادار مدل فضایی زیست محیطی کوزنتس است. اما درعین‌حال به این نکته نیز اشاره می‌کند که مطالعه او مشخص نمی‌کند که این پدیده به دلیل تقلید دولت‌ها از سیاست‌های زیست محیطی یکدیگر به وجود می‌آید و یا از انتشار فناوری، محصولات و یا الگوهای زندگی در بعد فضا نشأت می‌گیرد.

Poon و همکاران (2006) معتقدند که آثار فضایی در رابطهٔ محیط زیست – توسعه به طور خاص در قالب آلاینده‌های محلی

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 SO_2 و دوده در بازهٔ 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 زیست محیطی کوزنتس آلاینده گوگرد می‌پردازد. با یافتن رابطه‌ای با شکل U معکوس، مادیسون در می‌یابد که کشورها قادرند تا سیاست‌های زیست محیطی همسایگان خود را به شکل مثبت تحت تأثیر قرار دهند و از این رو می‌توان مدعی شد که کشورها از کیفیت زیست محیطی یکدیگر تبعیت می‌کنند. Pandit و Laband (2007) به بررسی آثار گنجاندن خودهمبستگی فضایی در مدل‌های بررسی عوامل موثر بر گونه‌های در معرض خطر پرداخته‌اند. آنها معتقدند واژه کلی خودهمبستگی فضایی، تمامی مجراهای مثبت، یا منفی اثرگذاری زیست محیطی یک کشور بر کشور دیگر را در خود جمع می‌کند و آن را به صورت برایند 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 زیست محیطی کوزنتس دانست. اما این تحقیق بخوبی سرریز فضایی آلایندهٔ دی‌اکسیدکربن را در ۴۷ بخش اداری کشور ژاپن نشان می‌دهد. در نهایت نیز تحقیق Ciriaci و Palma (2010) با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی و اطلاعات استان‌های کشور ایتالیا، منحنی زیست محیطی کوزنتس را در قالبی فضایی مورد بررسی قرار می دهد. تحقیق فوق رابطه‌ای L شکل را برای چهار آلاینده CO_2،CH_4، NMVOC و CO در استان‌های جنوبی و برخی از استان‌های مرکزی ایتالیا شناسایی می‌کند.

طراحی مدل منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس

در بخش پیشین با مفهوم، روش شناسی و مطالعات شاخصی که تاکنون در خصوص منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس صورت پذیرفته شده بود، آشنا شدیم. در بخش حاضر، برای شناخت رابطهٔ میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی در قالبی فضایی، منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس کشورهای آسیایی (از جمله ایران) برای دو آلایندهٔ جهانی (دی‌اکسیدکربن) و محلی (ذرات معلق) تخمین زده می‌شود. هدف این بخش علاوه بر شناخت هرچه بیشتر با نحوهٔ مدل‌سازی فضایی در مطالعات زیست محیطی، بررسی این سئوال است‌که سرریز فضایی پدیده‌های زیست محیطی همچون انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق کشورهای آسیایی به سوی همسایگانشان تا چه حد قادر است تغییرات زیست محیطی کشورهای متأثر را توضیح دهد. کدام‌یک از آلاینده‌های جهانی، و یا محلی خودهمبستگی فضایی بالاتر و معنادارتری دارند؟ و در نهایت در مدلی که خودهمبستگی فضایی پدیده‌های زیست محیطی دیده شده است، رابطهٔ 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 دورهٔ 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 متحره عربی ۳۴- ازبکستان ۳۵- ویتنام.

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

معادله (۲)

$$Panel\ SAR: \quad LOG(POLLUTANT_{it}) = \alpha_1 LOG(GDPPC_{it}) + \alpha_2 (LOG(GDPPC_{it}))^2 + \alpha_3 IND_SHARE_{it} + \alpha_4 POP_DENS_{it} + +\alpha_5 OPENNESS_{it} + \rho \sum_t W \times LOG(POLLUTANT_{it}) + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

معادله (۳)

$$Panel\ SEM: \quad LOG(POLLUTANT_{it}) = \alpha_1 LOG(GDPPC_{it}) + \alpha_2 (LOG(GDPPC_{it}))^2 + \alpha_3 IND_SHARE_{it} + \alpha_4 POP_DENS_{it} + +\alpha_5 OPENNESS_{it} + \eta_i + u_{it}\ ;\ u_{it} = \lambda \sum_t W \times u_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول شمارهٔ (۲): معرفی متغیرهای مدل و آماره های توصیفی آنها

نام متغیر	مفهوم	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
CO2	انتشار سرانهٔ آلاینده دی‌اکسیدکربن (تن)	۵۴۵۱/۴۵	۵۴۹۴/۶۸	۶۱۸۰/۹۱	۴۸۰۵/۸۶	۳۴۱/۲۰	۶۴۸
PM10	میزان ذرات معلق در واحد فضا (میکروگرم در هر متر مکعب)	۸۵/۵۳	۸۳/۱۶	۱۲۲/۴۶	۶۰/۵۵	۱۸/۵۵	۶۴۸
GDPPC	سرانهٔ واقعی تولید ناخالص داخلی (برابری قدرت خرید، بر اساس ارزش ثابت دلار بین المللی سال ۲۰۰۵)	۸/۵۶	۸/۰۷	۱۱/۱۱	۷/۷۸	۰/۹۷	۶۴۸
IND_SHARE	سهم بخش صنعت (سهم ارزش افزوده بخش صنعت از کل تولید ناخالص داخلی)	۳۴/۶۱	۳۴/۳۲	۳۸/۰۱	۳۲/۲۱	۱/۶۱	۶۴۸
POP_DENS	تراکم جمعیت (تعداد جمعیت در هر کیلومتر مربع)	۵۸۴/۳۵	۵۷۹/۲۴	۶۸۲/۰۱	۴۹۸/۷۵	۵۲/۶۴	۶۴۸
OPENNESS	آزادی تجاری (نسبت صادرات + واردات بر کل تولید ناخالص داخلی)	۸۶/۵۰	۸۴/۵۱	۹۵/۴۶	۷۶/۸۶	۵/۸۶	۶۴۸

(منبع: محاسبات نویسندگان)

به کل تولید ناخالص داخلی به‌دست 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 متمایزکنندهٔ اقتصادسنجی فضایی از اقتصادسنجی مرسوم به دو شکل در مدل‌ها ظاهر می‌شود. نخست موقعیت در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و دوم مجاورت و همسایگی که منعکس‌کنندهٔ 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[۲۴] است (Le Sage and Pace, 2009). این روش بدین صورت اجرا می‌شود که پس از طراحی ماترس ۳۵ در ۳۵ که سطر و ستون آن نشان‌دهندهٔ 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 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 ریشهٔ 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 ریشهٔ واحد بین گروهی را پیشنهاد دادند که ناهمگنی میان مشاهدات را مورد توجه قرار داد. Breitung (2000)، Maddala, Wu (1999) و Choi (2001) از دیگر محققانی هستند که در خصوص آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای مدل‌های با داده‌های تلفیقی تحقیقاتی را به انجام رساندند و هر یک آزمون‌هایی را پیشنهاد کردند. جدول شمارهٔ (۳) خلاصه‌ای از نتایج آزمون‌های متنوع ریشه واحد را برای متغیرهای سطح و تفاضل مرتبهٔ اوّل نشان می‌دهد. فرضیه صفر در تمامی آزمون‌های فوق وجود ریشه واحد است. نتایج نشان می‌دهد در حالی‌که

متغیرهای مذکور در سطح خود نامانا هستند، پس از گرفتن تفاضل مرتبهٔ اوّل به متغیرهایی مانا تبدیل می‌شوند. از این رو به جای متغیر سطح در معادلات ۲ و ۳، از تفاضل مرتبهٔ اوّل متغیرها استفاده شده است.

جدول شمارهٔ (۳): آزمون مانایی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	آزمون مانایی متغیر سطح (شامل عرض از مبدأ و روند)				آزمون مانایی تفاضل مرتبهٔ اوّل (شامل عرض از مبدأ و روند)			
	Levin, Lin & Chu t	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF - Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square	Levin, Lin & Chu t	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF - Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square
LOG(CO2)	−۲/۲۸ (۰/۰۱)	۵/۶۹ (۱/۰۰)	۱۰/۵۳ (۱/۰۰)	۱۴/۵۹ (۱/۰۰)	−۱۲/۵۳ (۰/۰۰)	−۶/۵۰ (۰/۰۰)	۱۵۶/۱۷ (۰/۰۰)	۷۲۹/۳۱ (۰/۰۰)
LOG(PM10)	−۸/۳۵ (۰/۰۰)	−۵/۶۴ (۰/۰۰)	۱۴۰/۵۱ (۰/۰۰)	۲۳/۱۶ (۱/۰۰)	−۵/۸۶ (۰/۰۰)	-----	۹۲/۶۴ (۰/۰۵)	۹۲/۶۴ (۰/۰۵)
LOG(GDPPC)	۱۵/۴۵ (۱/۰۰)	۲۴/۰۸ (۱/۰۰)	۰/۰۰۶ (۱/۰۰)	۰/۰۰۰۱ (۱/۰۰)	−۱۲/۸۳ (۰/۰۰)	−۴/۱۷ (۰/۰۰)	۱۱۰/۹۰ (۰/۰۰)	۹۸/۷۷ (۰/۰۱)
IND_SHARE	−۸/۵۴ (۰/۰۰)	۱/۰۲ (۰/۸۴)	۴۲/۴۷ (۰/۹۹)	۲۸/۵۶ (۰/۰۰)	−۲۲/۴۵ (۰/۰۰)	−۱۹/۲۶ (۰/۰۰)	۴۰۳/۲۶ (۰/۰۰)	۷۶۷/۸۲ (۰/۰۰)
POP_DENS	۷/۵۸ (۱/۰۰)	۵/۴۹ (۱/۰۰)	۱۱/۲۱ (۱/۰۰)	۰/۰۹ (۱/۰۰)	−۴/۹۸ (۰/۰۰)	۳/۵۷ (۰/۹۹)	۲۰/۶۰ (۱/۰۰)	۲۰۲/۷۲ (۰/۰۰)
OPENNESS	−۸/۵۴ (۰/۰۰)	۱/۰۲ (۰/۸۴)	۴۲/۴۷ (۰/۹۹)	۲۸/۵۶ (۱/۰۰)	−۲۲/۴۵ (۰/۰۰)	−۱۹/۲۶ (۰/۰۰)	۴۰۳/۲۶ (۰/۰۰)	۷۶۷/۸۲ (۰/۰۰)

(منبع: محاسبات نویسندگان – اعداد داخل پرانتز احتمال پذیرش فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد است)

اجرای مدل و نتایج آن

Elhorst (2003) در مقالهٔ خود به تشریح کامل روش شناسی مدل‌های داده‌های تلفیقی فضایی می‌پردازد. دو جزء، تفاوت مدل‌های داده‌های تلفیقی فضایی با مدل‌های داده‌های مقطعی، و یا مجموعهٔ 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 رابطهٔ 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 مقایسهٔ 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 است که تعداد مشاهدات مقطعی (N) آنها بزرگ باشد و دوم آن‌که اعتبار این روش بخصوص در مطالعات تجربی به‌واسطهٔ روش شناسی آن مورد مجادله و اختلاف است. از این‌رو در تحقیق حاضر فقط از روش آثار ثابت برای تخمین دو مدل Panel SAR و Panel SEM استفاده شده است.

جدول شمارهٔ (۴) نتایج تخمین مدل‌های فوق را برای دو آلایندهٔ دی اکسید کربن(CO_2) و ذرات معلق(PM10) نشان می‌دهد. مدل‌های ۱ و ۲ در جدول شمارهٔ (۴) نتایج تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس برای آلاینده دی اکسید کربن را نشان می‌دهد. نتایج مدل ۱ بیانگر وجود یک رابطهٔ با شکل U معکوس میان درآمد سرانه کشورهای آسیایی و تولید سرانهٔ دی‌اکسیدکربن در آنهاست. این یافته تأییدی بر نظریات پشتیبان منحنی زیست محیطی کوزنتس است که معتقدند در نخستین گام رشد اقتصادی، به واسطهٔ غلبه اثر مقیاس تولید بر آثار رشد فنی و تغییرات ساختاری، مردم و دولت‌ها حاضر می‌شوند سرمایهٔ زیست محیطی خود را با سرمایه اقتصادی معاوضه کنند، و یا به عبارت دیگر، به امید به‌دست آوردن درآمد بیشتر از کیفیت زیست محیطی

خود صرف‌نظر کنند. اما با رسیدن به نقطهٔ 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 مقیاس تولید غلبه یافته و با افزایش درآمد سرانهٔ، 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.

جدول شمارهٔ (۴): نتایج تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس برای آلاینده‌های CO_2 و PM10 در کشورهای آسیایی

متغیر وابسته	ΔLOG(CO2)				ΔLOG(PM10)			
متغیرهای مستقل	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	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)
$\Delta(LOG(GDPPC))^2$	−۰/۲۲* (−۱/۹۲)	−۰/۲۲* (−۱/۹۱)	−۰/۲۷*** (−۲/۶۱)	−۰/۲۷*** (−۲/۵۹)	۰/۰۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۲ (۰/۲۶)	----	----
ΔIND_SHARE	۰/۰۰۰۱ (۰/۱۹)	۰/۰۰۰۰۹ (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)	----	----	−۰/۰۰۰۴ (−۰/۳۷)	−۰/۰۰۰۵ (−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 نویسندگان - اعداد داخل پرانتز نشان دهندهٔ آمارهٔ t هستند. ***، ** و * به ترتیب مبین معناداری در سطوح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند).

توجه به این نکته لازم است که به دلیل نامانایی متغیرهای سطح، مدل به صورت تفاضل مرتبهٔ اوّل 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 دی اکسید کربن داشته باشند.

سرریز فضایی آلاینده دی‌اکسیدکربن 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 دی‌اکسیدکربن کشوری آسیایی از طریق سرریز فضایی این آلاینده از کشورهای همسایه به‌وجود می‌آید. البته نمی‌توان گفت کدام‌یک از پنج سازوکاری که پیشتر 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 دی‌اکسیدکربن را هدف قرار دهد. اما برای کاهش ۱۰ درصد باقیمانده باید از سیاست‌های بین‌المللی و ابزارهای مشارکتی سود جست، زیرا ریشهٔ انتشار این آلاینده‌ها در خارج از کشورها قرار دارد. نقطهٔ ضعف یافته فوق، بی معنا 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

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 سرانهٔ دی‌اکسیدکربن در مدل تصریح شود، معنادار خواهد بود.

کدام‌یک از مدل‌های Panel SAR و Panel SEM در تخمین منحنی فضایی زیست محیطی کوزنتس در خصوص آلایندهٔ دی‌اکسیدکربن نتایج معنادار و قابل اتکایی را ارایه می‌دهند؟ مقایسهٔ ضرایب تأخیر و خطای LM نشان می‌دهند که بر اساس این دو آماره، هر دو مدل نتایج قابل اعتمادی ارایه می‌دهند. در گام دوم و در صورت مقایسهٔ ضرایب قوی تأخیر و خطای LM نیز می توان یافته پیشین را تأیید کرد. اما در خصوص ذرات معلق باید گفت که مدل های 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 می شود. 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 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 کاملا سنتی به فناوری‌های مدرن‌تر است. این امر هم میزان جنگل‌زدایی را به واسطهٔ کاهش تقاضای سوخت‌های 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 دهندهٔ 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. مقایسهٔ ضرایب چهارگانه LM ما را به این نتیجه می‌رساند که می‌توان هر دو مدل SAR و SEM را به عنوان ساختار سرریز فضایی (به عنوان تأخیر متغیر وابسته، و یا تأخیر فضایی اجزای پسماند) پذیرفت؛ هرچندکه 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، روش شناسی مدل‌سازی آنها در قالب منحنی‌های فضایی زیست محیطی کوزنتس و در نهایت مطالعهٔ 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 پدیدهٔ خودهمبستگی فضایی در خصوص آلاینده جهانی دی‌اکسیدکربن و آلایندهٔ محلی ذرات معلق وجود دارد و اهمیت آن به چه میزان است.

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

مطالعات پیشین که نشان دادند پدیده سرریز فضایی از یک کشور به کشورهای همسایه، بیشتر در خصوص آلاینده‌های محلی بـا تمرکـز منطقه‌ای وجود دارد. یافته ها نشان دادند درحالی‌که سـرریز فـضایی آلاینده دی‌اکسیدکربن از کشورهای همسایه به سوی کشور مقـصد می‌تواند نزدیک به ده درصد تغییرات دی‌اکسیدکربن را در آن کشور توضیح دهد، این پدیده در خصوص آلایندۀ ذرات معلق مبین نزدیک به ۱۷ درصد تغییرات است. در کنار این پدیده می‌توان دید که شکل منحنی زیست محیطی کوزنتس در خصوص گـاز دی‌اکـسیدکربن از همان الگوی شناخته شده U معکوس تبعیت می کند، در حـالی‌کـه این رابطۀ برای ذرات معلق، یکنواخـت و افزایـشی اسـت. از ایـن‌رو می‌توان مدعی شد که با تغییرات بنیادین در ساختار اقتـصاد جهـانی که نتیجه آن ظهور ابرقدرت‌های جدید اقتصادی در آسیا یعنی هند و چین بوده است، تا چنـدی شـاهد افـزایش فزاینـدۀ هـر دو آلاینـدۀ دی‌اکسیدکربن و ذرات معلق خواهیم بود که این قاره را بـه یکـی از آلوده‌ترین مناطق جهان تبدیل خواهد کرد. هـر چنـد کـه بـه دلیـل ماهیت آلاینده دی‌اکـسیدکربن، آسـیب‌هـای ناشـی از انتـشار ایـن آلاینده متوجه اکوسیستم زمـین مـی‌شـود و آثـار آن عمـلاً تمـامی کشورها را در بر خواهد گرفت. اما پس از آن، آلایندۀ دی‌اکسیدکربن به مرور کاهش مـی‌یابـد، در حـالی‌کـه رونـد افزایـشی ذرات معلـق همچنان ادامه خواهد داشت.

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

منابع مورد استفاده

آماده، ح. حق دوست، ا.، اعظمی، آ.۱۳۸۸. بررسی رابطۀ حجم گازهای گلخانه‌ای و تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران (مطالعۀ موردی دی اکسید کربن)، پژوهشنامه اقتصادی، شمارۀ ۳۵، صص ۲۰۹ تا ۲۳۷.

بهبودی، د.، فلاحی، ف.، برقی گل‌عذابی، ا. ۱۳۸۹. عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر انتشار سرانه دی اکسید کربن در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)، تحقیقات اقتصادی، شمارۀ ۹۰، صص ۱ تا۱۷.

پژویان، ج.، مراد حاصل، ن.۱۳۸۶. بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا، فصلنامۀ پژوهش‌های اقتصادی، شمارۀ 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)، مجلۀ محیط شناسی، شمارۀ ۴۹، صص ۶۱ تا۷۲.

صالح، ا.، شعبانی، ز.، سادات باریکانی، س.ح.، یزدانی، س.۱۳۸۸. بررسی رابطۀ علیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعۀ موردی گاز دی اکسیدکربن)، اقتصاد کشاورزی و توسعه، شمارۀ ۶۶، صص ۱۹ تا ۴۱.

عرب مازار،ع. ا.، صداقت پرست، ا.۱۳۸۹. بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس با ملاحظۀ پسماندهای جامد شهر تهران، پژوهش‌های اقتصادی، شمارۀ ۱۰، صص ۱ تا ۲۰

غزالی، س.، زیبایی، م.۱۳۸۸. بررسی و تحلیل رابطـۀ بـین آلـودگی محیطـی و رشـد اقتـصادی بـا اسـتفاده از داده‌هـای تلفیقـی: مطالعـۀ مـوردی آلاینـدۀ مونوکسیدکربن، اقتصاد و توسعۀ کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)، شمارۀ ۲۳، صص ۱۲۹ تا ۱۳۴.

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

نصرالهی، ز.، غفاری گولک، م.۱۳۸۸. توسعهٔ اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منحنی زیست محیطی کوزنتس)، پژوهشنامهٔ علوم اقتصادی، شمارهٔ 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 CO_2 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.