نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و چهارم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۳، ص: ۵۹-۸۹

همبستگی اقتصاد، انرژی و محیط زیست (3E) در کشورهای منتخب آسیایی: کاربردی از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل[۱]

سمیه اعظمی [۲]
فاطمه حسینی[۳]
کیومرث سهیلی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/٤/۲٦ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/٦/۱

چکیده

بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی همواره یکی از چالش‌های اصلی کشورهای جهان محسوب می‌شود. هدف از انجام این پژوهش بررسی همبستگی رشد اقتصادی، کیفیت محیط زیست و مصرف انرژی در کشورهای آسیایی با در نظر گرفتن تأثیرپذیری کشورها از یکدیگر است. این همبستگی در دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ در قالب الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل (SPSEM) با روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته فضایی (GS2SLS) برآورد می‌شود. همبستگی فضایی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن تأیید می‌شود، ضمن اینکه محیط زیست به‌طور فضایی همبستگی قوی‌تری نسبت به دو سری دیگر دارد. همچنین نتایج، ارتباط رشد اقتصادی و محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی و نیز مصرف انرژی و محیط زیست را تأیید می‌کند. ثبات سیاسی، اصلاح ساختار نامطلوب شهرها و افزایش کارایی انرژی منجر به بهبود کیفیت محیط زیست کشورها می‌شود. برای اتخاذ سیاست‌های کارآمد در مورد مسائل مربوط به تغییرات آب و هوایی، سیاست‌گذاران باید اثرات سرریز فضایی کشورها را در نظر بگیرند. این نتایج تجربی جدید به سیاست‌گذاران در طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی و انرژی مناسب برای تحقق اهداف کشورهای آسیایی برای توسعه اقتصادی و پایداری کمک می‌کند.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی، معادلات هم‌زمان، الگوی فضایی

طبقه‌بندی JEL: Q01, Q56

۱. این مقاله مأخوذ از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم فاطمه حسینی با راهنمایی خانم دکتر سمیه اعظمی و مشاورهٔ دکتر کیومرث سهیلی است.

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران (نویسنده مسئول) s.azami@razi.ac.ir
۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران 69f.h.hoseiny@gmail.com
۴. استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران ksohaili@razi.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

۱. مقدمه

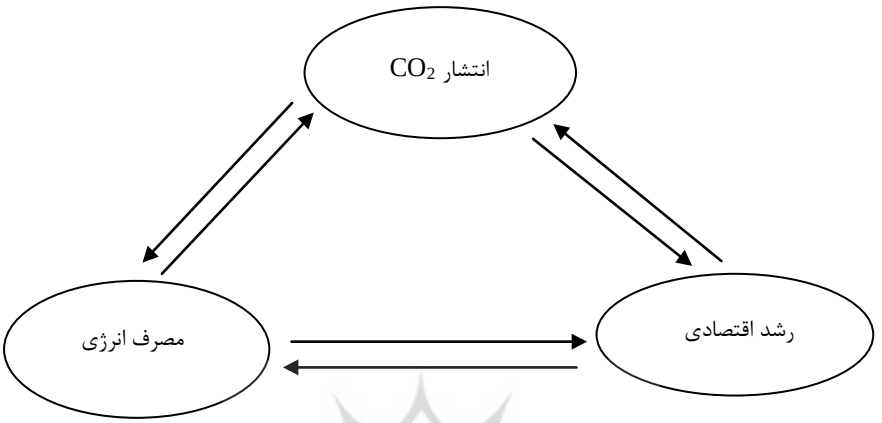
امروزه آلودگی به یکی از چالش‌های اصلی سیاست کشورها تبدیل شده است؛ به‌طوری‌که کشورها علاوه بر سیاست‌ها و اقدامات خود ساماندهی آلودگی را در حوزه‌های بین‌المللی نیز بررسی می‌کنند. انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از سوخت‌های فسیلی و سایر فعالیت‌های انسانی تهدیدی جدی پیشِ روی بسیاری از کشورها است که با توجه به ماهیت آن شیوع بیشتری داشته و در اکثر مناطق جهان محسوس است (شجری و همکاران، ۱۳۹۲). در سه دهۀ اخیر با افزایش گازهای گلخانه‌ای در جو کره زمین، دمای هوا در حال افزایش است و پیش‌بینی می‌شود با ادامۀ این روند تغییرات نامطلوبی در محیط زیست ایجاد شود. براساس گزارش هیئت میان‌دولتی تغییر اقلیم (IPCC)[1]، در سال ۲۰۱۴، ۷۶٪ کل گازهای گلخانه‌ای از دی اکسید کربن تشکیل شده است. بنابراین می‌توان عنوان کرد که انتشار دی اکسید کربن نقش مهمی در محافظت از محیط زیست و توسعۀ پایدار دارد (عمری[2]،۲۰۱۳). بسیاری از مطالعات به شناسایی عوامل مؤثر بر انتشار دی اکسید کربن و ارتباط آن با سایر مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی، زیست‌محیطی، در جهت رسیدن به توسعه پایدار پرداخته‌اند که از میان این عوامل اثرگذار می‌توان به مصرف انرژی و رشد اقتصادی اشاره کرد.

انرژی به‌عنوان نیروی محرکه‌ای در اکثر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، نقش مؤثری را ایفا می‌کند. از سوی دیگر، مصرف انرژی به دلیل انتشار کربن و گازهای گلخانه ای منجر به آلودگی هوا می‌شود. مصرف انرژی در کشورهایی که در مرحله اولیه از فرآیند رشد و توسعه اقتصادی قرار دارند، به‌سرعت در حال افزایش است. بنابراین، انرژی در کنار سایر عوامل تولید، پیش‌زمینه رشد اقتصادی محسوب می‌شود و این وابستگی با گذشت زمان همواره در حال افزایش است. با توجه به محدودیت‌های تکنولوژیکی هم‌زمان با رشد اقتصادی که با مصرف انرژی همراه است، آلودگی‌های زیست‌محیطی به‌عنوان محصول فرعی و اجتناب‌ناپذیر تولید؛ اثرات مخربی را بر محیط زیست برای جوامع به دنبال دارد. در طی چند دهۀ گذشته نگرانی‌ها نسبت به روند توسعه ناپایدار و تأثیرات بالقوه آن، نظیر تغییرات اقلیم و استفاده بی‌رویه از منابع افزایش یافته است. با افزایش این نگرانی‌ها نسبت به تغییرات اقلیم و گرمایش جهانی، توجه به میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای از منابع مختلف انرژی و تلاش در جهت کنترل این انتشارها مورد توجه جدی دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی قرار گرفته است. از طرف دیگر، سیاست‌های محیط زیستی، بخش انرژی و اقتصاد را از طریق تغییرات در قیمت‌های نسبی و فناوری‌های جدید تحت تأثیر قرار می‌دهد. این ارتباط‌های قوی ضرورت استفاده از مدل‌های3E[3] را نمایان می‌کند. ارتباط بین محیط زیست، اقتصاد و بخش انرژی عمیق و پیچیده است. این مدل‌ها به‌طور کلی جهت اهداف سیاست محیطی ایجاد شده‌اند و محققان، آثار و هزینه‌های

1. Intergovernmental panel on climate change (2014).
2. Omri (2013).
3. Economy- Energy -Environment

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

اقتصادی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی را تحلیل می‌کنند (مهدوی عادلی و نظری، ۱۳۹۳). نمودار (۱) این همبستگی متقابل را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: اثر متقابل رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی

هدف این مطالعه، بررسی همبستگی اقتصاد، انرژی و محیط زیست در کشورهای منتخب آسیایی است. قابل‌توجه است که کشورهای آسیایی مانند چین، هند، ژاپن، ایران، عربستان، کره جنوبی و اندونزی به لحاظ انتشار دی اکسید کربن در میان کشورهای جهان رتبهٔ کمتر از ده دارند (رتبهٔ برخی کشورها هر سال تغییر می‌کند، ولی همچنان جزء آلوده‌کننده‌های بزرگ هستند). تلاش می‌شود این همبستگی با درنظر گرفتن تأثیرپذیری این کشورها از هم بررسی شود. لذا از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل به‌منظور بررسی ارتباطات سه طرفه اقتصاد، انرژی و محیط زیست استفاده می‌شود. الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل این امکان را فراهم می‌کند که همبستگی و ارتباط اقتصاد، انرژی و محیط زیست با در نظر گرفتن تأثیرپذیری کشورها از یکدیگر و اثرات سرریز فضایی تحلیل شود. به‌عبارتی، همبستگی فضایی رشد اقتصادی کشورها، همبستگی فضایی انتشار دی اکسید کربن درنظر گرفته می‌شود. معنی‌دار بودن این تأثیرات پیغام مهمی برای سیاست‌گذاران زیست‌محیطی در حل مسائل زیست‌محیطی و تغییرات اقلیمی دارد. سازماندهی مقاله به این صورت است که در ادامه به ترتیب مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش مطرح می‌شود. روش‌شناسی پژوهش و مروری بر داده‌ها موضوع بخش چهارم است. یافته‌های تجربی و بحث به بخش پنجم و نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی به بخش ششم اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

جریان صنعتی‌شدن و نیز رشد روز افزون دانش بشری، منجر به بهره‌برداری فشرده از منابع انرژی به‌ویژه سوخت‌های فسیلی در راستای تولید و درنتیجه موجب آزاد شدن حجم قابل‌توجهی از گازهای دی اکسید کربن به اتمسفر گردید. چشم‌انداز زیبای رشد اقتصادی در دهه‌های ۵۰ و ۶۰ موجب غفلت

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

کشورهای جهان نسبت به مسائل زیست‌محیطی شد و درنتیجه صدمات وارد شده به محیط زیست خسارت‌ها و هزینه‌های جبران‌ناپذیری را وارد ساخت. به همین دلیل آثار مخرب گرمایش جهانی و تغییرات آب و هوایی بر روی اقتصاد جهانی از طرف فعالان زیست‌محیطی و محققان به‌صورت گسترده بررسی شده است (جعفری، ۱۳۹۲). به موازات درک ارتباط میان رشد اقتصادی و ابعاد زیست‌محیطی رشد اقتصادی، اقتصاددانان و متخصصان به این نتیجه رسیدند که توجه یک‌طرفه به رشد اقتصادی می‌تواند توسعه ناپایداری را ایجاد کند. دغدغهٔ توسعه در پارادایم جدید، بهتر شدن وضعیت چندجانبهٔ بشر است. در بند پنجم بیانیهٔ سیاسی ژوهانسبرگ[1] (۲۰۰۲)، بر این نکته تأکید شده است که توسعه پایدار میسر نمی‌گردد مگر با توسعه اقتصادی، اجتماعی و همچنین حفاظت از محیط زیست (گزارش اجلاس جهانی توسعه پایدار). بدین‌منظور باید به دنبال توسعه اقتصادی بود که در نتیجهٔ آن علاوه بر رشد، بهبود کارایی انرژی و زیست‌محیطی حاصل گردد. بنابراین، یکی از کارهای مهم متخصصان را می‌توان در یافتن راه‌حل‌هایی به‌منظور کاهش اثرات جانبی ناشی از رشد اقتصادی، مصرف انرژی و محیط زیست دانست (نیکواقبال و همکاران، ۱۳۹۱).

رابطهٔ میان رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی در سه دههٔ گذشته در کشورهای مختلف بررسی شده است. سه شاخهٔ تحقیقاتی در ادبیات مربوط به این متغیرها وجود دارد. اولین رشته از تحقیقات به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن می‌پردازد. این شاخه از تحقیقات به بررسی فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس می‌پردازد. براساس این فرضیه میان رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن رابطه U معکوسی وجود دارد. از اولین مطالعات انجام‌شده در این گروه می‌توان به مطالعهٔ گراسمن و کروگر[2] (۱۹۹۱) اشاره کرد. آن‌ها با به‌کارگیری الگوی فرضیه کوزنتس به تأثیر رشد اقتصادی بر آلوده‌کننده‌های محیط زیست پرداختند و به رابطه U معکوسی بین درآمد سرانه و انتشار ذرات معلق در هوا دست یافتند. بسیاری از مطالعات تجربی فرضیه EKC[3] را تأیید می‌کنند، برای مثال آپرگیس[4] (۲۰۱۶)، لاملا[5] (۲۰۰۹)، شفیک[6](۱۹۹۴)، دیندا و کندو[7](۲۰۰۶).

شاخهٔ دوم از تحقیقات به بررسی رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی می‌پردازد. پیش از انقلاب صنعتی، مقدار تولید تابعی از نیروی کار و سرمایه (زمین)، معرفی می‌شد؛ $Q = f(L, K)$، که در آن Q مقدار تولید، L نیروی کار (نیروی انسانی) و K زمین است. اما تابع تولید پس از انقلاب صنعتی تغییر کرد و مقدار مواد اولیه به‌عنوان نهاده جدید به آن افزوده شد؛ $Q = f(L, K, M)$. از دهه ۱۹۷۰ تابع تولید به‌گونه‌ای دیگر بیان شد؛ $Q = f(L, K, M, E)$، که در آن E نهاده انرژی بود.

1. Johannesburg (2002).
2. Grossman & Krueger (1991).
3. Environmental Kuznets Curve
4. Apergis (2016).
5. Lamla (2009).
6. Shafik (1994).
7. Dinda & Coondoo (2006).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

اگر تولید را تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی در نظر بگیریم، تابع تولید به این‌صورت خواهد بود.

$$Q=F(K, L, E) \quad (۱)$$

که Q تولید، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E نهاده انرژی است که می‌تواند توسط حامل‌های انرژی تأمین گردد. همچنین فرض بر این است که میان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطهٔ مستقیم وجود دارد، یعنی افزایش در هریک از نهاده‌های مذکور موجب افزایش تولید می‌شود (آل عمران و همکاران، ۱۳۹۱). به بیان ریاضی ما داریم که:

$$\frac{\delta Q}{\delta K} > 0 \ , \ \frac{\delta Q}{\delta L} > 0 \ , \ \frac{\delta Q}{\delta E} > 0 \quad (۲)$$

برنت و وود[1] (۱۹۷۵) در تابع تولید نشان دادند که انرژی یکی از عوامل تولید است که با نیروی کار ارتباط ضعیفی دارد. آن‌ها با ملحوظ کردن انرژی تابع تولید را به این صورت نشان دادند:

$$Q=F(H(K, E), L) \quad (۳)$$

که در آن انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده و عامل تولیدی H را می‌سازند، سپس برای تولید محصول با نیروی کار ترکیب می‌شود. درواقع انرژی در اینجا رابطهٔ تفکیک‌ناپذیر ضعیفی با نیروی کار دارد (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰).

ایدهٔ مربوط به رابطهٔ بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را اولین‌بار کرافت[2](۱۹۸۷) مطرح کرد. وی که رابطهٔ علّی این دو متغیر را برای کشور آمریکا بررسی کرد از آن پس رابطهٔ علّی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به‌طور جامع در ادبیات اقتصاد انرژی مورد مطالعهٔ بسیاری از محققان نظیر دوگان[3] (۲۰۱۶)، شهباز و همکاران[4](۲۰۱۷) و تاگو و تاپو[5] (۲۰۱۸) قرار گرفته است. می‌توان گفت که یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی که امروزه تأثیر بسزایی در جریان رشد اقتصادی کشورها دارد، مصرف انرژی است. چراکه انرژی به‌عنوان نیروی محرکهٔ فعالی در بیشتر فعالیت‌های تولیدی و خدماتی به‌کار می‌رود و می‌توان آن را به‌عنوان منبعی کلیدی در فرآیندهای توسعهٔ اجتماعی و به‌ویژه تولیدی در نظر گرفت که به‌منظور تولید بیشتر به انرژی متکی هستند. بنابراین، نقش مؤثری را در توسعهٔ پایدار کشورها ایفا می‌کند. مبانی نظری در جهت رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را به چهار رابطه ممکن معرفی می‌کند: فرضیه‌های رشد، صرفه‌جویی، بازخورد و خنثی. فرضیه رشد همان رابطهٔ علی یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است. این فرضیه بیان می‌کند که مصرف انرژی نقش حیاتی در رشد اقتصادی دارد. به‌طوری‌که می‌توان آن را به‌عنوان نهاده‌ای مستقیم در تولید و همچنین به‌عنوان نهاده‌ای غیرمستقیم و مکمل در کنار نهادهٔ کار و سرمایه به‌کار برد. فرضیه صرفه‌جویی رابطه علّی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی است. فرضیه صرفه‌جویی

1. Berndt and Wood (1975).
2. Kraft (1987).
3. Dogan (2016).
4. Shabazz et al. (2017).
5. Tugcu & Topch (2018).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

سیاست‌هایی را که به‌منظور کاهش مصرف انرژی طراحی شده‌اند در رشد اقتصادی بی‌تأثیر می‌داند و بیان می‌کند که افزایش مصرف انرژی در نتیجهٔ افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. رابطهٔ علیّت دوطرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی، به‌عنوان فرضیهٔ بازخورد مطرح می‌شود. طبق این فرضیه، رشد اقتصادی و مصرف انرژی با یکدیگر مرتبط بوده و هم‌زمان با هم مشخص می‌شوند. فرضیهٔ عدم وجود رابطه علّی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی به فرضیهٔ خنثی معروف است. این فرضیه مصرف انرژی را به‌عنوان یک جزء کوچک تولید می‌داند و درنتیجه تأثیر آن را بر رشد اقتصادی صفر یا بسیار ناچیز در نظر می‌گیرد.

شاخه سوم بر ارتباط رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی تمرکز دارد. در بسیاری از مطالعات تجربی، رشد اقتصادی به‌عنوان عامل کمک‌کننده به آلودگی و مصرف انرژی شناخته می‌شود. از سوی دیگر مصرف انرژی نقش کلیدی در کنترل انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی ایفا می‌کند. از این‌رو، بررسی رابطه میان این متغیرها با در نظر گرفتن رابطهٔ هم‌زمانی آن‌ها ارزشمند است. اقتصاد علم بهینه استفاده از منابع می‌باشد و آگاهی از این علم بشر را قادر می‌سازد تا از منابع کمیاب طبیعت به نحو مطلوب استفاده کند، اما همواره باید این را به‌خاطر داشته باشد که استفادهٔ بهینه از منابع طبیعی باید درجهت منافع جمعی و همچنین با لحاظ نمودن منافع نسل‌های آتی و نیز به حداقل رسیدن تخریب و آلودگی محیط زیست صورت پذیرد (عباسپور، ۱۳۸۶). اقتصاددانان از دههٔ هفتاد به این‌سو با ارائه مدل‌های کمی موسوم به 3E سعی در محاسبه این اثرات داشته‌اند. همانند سایر شاخه‌های اقتصاد، رشد و توسعهٔ این مدل‌ها با مهارت و دقت خاصی همراه بوده است. امروزه تعدادی از مدل‌های کلان 3E در مقیاس‌های منطقه‌ای، ملی و بین‌المللی در پیش‌بینی‌ها و تحلیل‌های سیاست‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. درواقع تمامی کشورها و نیز سازمان همکاری اقتصادی و توسعه OECD اعضای سازمان ملل UN متمایل به توسعه و حمایت از چنین مدل‌هایی هستند و در صورت انگیزه داشتن کشورها به پشتیبانی از این مدل‌ها انتظار همکاری‌های فنی وجود دارد. هدف از ارائهٔ مدل‌های 3E، فراهم کردن چهارچوبی ریاضی و آماری به‌منظور بررسی اثرات متقابل اقتصاد، انرژی و محیط زیست با تأکید بر کاهش تغییرات آب و هوایی بوده است. از دیدگاه اقتصادی و در یک نگاه فراگیر، این مدل‌ها تعمیم‌یافته از مدل‌های رشد اقتصادی با در نظرگرفتن عوامل انرژی و محیط زیست هستند. رهیافت عمومی در این مدل‌ها توجه به تغییرات آب و هوایی در چهارچوب رشد اقتصادی است. عامل سرمایه در مدل‌های رشد نئوکلاسیک در اینجا شامل سرمایه‌گذاری‌های محیط‌زیستی نیز می شود. کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در این مدل تعمیم‌یافته، مشابه با بحث سرمایه‌گذاری در مدل‌های اصلی است. درواقع با در نظر گرفتن گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان سرمایه طبیعی منفی، می‌توان کاهش در انتشار آن‌ها را به مثابه پایین آوردن میزان سرمایه طبیعی منفی قلمداد کرد (عسلی، ۱۳۹۲).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

۳. پیشینهٔ پژوهش

وانگ و همکاران[1] (۲۰۱۶) رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی در چین را طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۲ بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده رابطه علی دوطرفه‌ای بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در چین است. همچنین رابطه علی یک‌طرفه‌ای از مصرف انرژی با انتشار دی اکسید کربن وجود دارد. هزاره و همکاران[2] (۲۰۱۷) در پژوهش خود به بررسی مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست با استفاده از مدل معادلات هم‌زمان فضایی در کشورهای درحال توسعه آسیایی و در دورهٔ ۲۰۰۰-۲۰۱۱ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست هر کشور تحت تأثیر کشور مجاور قرار می‌گیرد. همچنین مصرف انرژی باعث افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود. مگازینو[3](۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی برای نوزده کشور APEC در طی سال‌های ۱۹۶۰-۲۰۱۳ با استفاده از مدل PVAR پرداختند. نتایج نشان داد که هیچ رابطه علی‌ای میان تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی نیست. علاوه بر این آزمون‌ها هم‌پوشانی پانل نشان می‌دهد که رابطهٔ بلندمدت برای کشورهای APEC نامعین می‌باشد. میرزا و همکاران[4](۲۰۱۷) وجود علیت دینامیکی بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای را با استفاده از رویکرد ARDL برای کشور پاکستان بررسی کردند. نتیجه رابطهٔ بلندمدت و کوتاه‌مدت قوی گرنجر را نشان می‌دهد که تأییدی بر وجود رابطه دوطرفه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن است. آدامز و همکاران[5] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به مطالعه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و تأثیر آن بر رشد اقتصادی برای سی کشور آفریقایی با استفاده از آزمون‌های پانل ناهمگن آزمون تصحیح خطا در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۲ می‌پردازند. نتایج نشان داد که هر دو انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر تأثیر بلندمدت بر روی رشد اقتصادی دارند. به این صورت که افزایش ۱۰٪ مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر، رشد اقتصادی را به ترتیب به میزان ۲۷٪ و ۲/۱۱٪ افزایش خواهد داد. خان و همکاران[6] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، انتشار دی اکسید کربن و توسعه مالی با استفاده از روش گشتاورها و سیستم دو مرحله‌ای معادلات هم‌زمان در دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۷ پرداختند. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن بر هم تأثیر می‌گذارند و دارای ارتباط معنادار هستند. ناگو[7] (۲۰۱۹) با استفاده از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در پژوهش خود به کشف ارتباط بین شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) و انتشار دی اکسید کربن پرداختند. در این پژوهش ۲۵ کشور

1. Wang et al. (2016).
2. Hezareh et al. (2017).
3. Magazzino (2017).
4. Mirza et al. (2017).
5. Adams et al. (2018).
6. Khan et al. (2019).
7. Neagu (2019).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

منتخب اتحادیه اروپا در سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۷ بررسی شد. وی از متغیر شدت انرژی به‌عنوان تعیین‌کننده اصلی انتشار دی اکسید کربن استفاده کرده است. یافته‌های تحقیق نشان از الگوی U شکل منحنی انتشار دی اکسید کربن دارد. علاوه بر این مشخص شد که افزایش ۱۰٪ شدت انرژی، به افزایش ۲/۹٪ انتشار دی اکسید کربن می‌انجامد. زافر و همکاران[1] (۲۰۱۹) در مطالعهٔ خود به بررسی انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و تأثیری که بر رشد اقتصادی دارد، پرداختند. آن‌ها این پژوهش را برای کشورهای همکاری اقتصادی آسیا و اقیانوسیه با استفاده از آزمون همسترینگ طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۵ برای بررسی روابط تعادل بلندمدت بین متغیرها و تأیید حضور هم‌زیستی در بلندمدت مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که نقش تحریک‌کننده انرژی در رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. سارکودی و استریزو[2] (۲۰۱۹) به تأثیر مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن در پنج کشور درحال توسعهٔ منتشرکننده آلاینده (چین، هند، اندونزی، ایران و آفریقای جنوبی)، در طی دوره زمانی ۱۹۸۲-۲۰۱۶ پرداختند. نتایج بررسی آن‌ها تأثیر مثبت مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و همچنین تأیید فرضیه پناهگاه آلایندگی را در کشورهای مورد مطالعه، نشان می‌دهد. رادمهر و همکاران[3] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط سه‌طرفه میان رشد اقتصادی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی با روش حداقل مربعات دومرحله‌ای فضایی (GS2SLS) برای کشورهای اتحادیه اروپا از سال ۱۹۹۵-۲۰۱۴ پرداختند. یافته‌های آن‌ها همبستگی فضایی مثبت متغیرها را در سراسر کشورها تأیید می‌کند. همچنین نتایج رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن و نیز رابطه بین رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن را تأیید می‌کند.

مهدوی عادلی و همکاران (۱۳۹۳) رابطه بین رشد اقتصادی، انرژی و محیط زیست؛ بررسی مدل‌های E3 را با استفاده از روش تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته در طی دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۲ برای ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که اثر متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر آلودگی مثبت و معنادار است. همچنین اثر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی معنادار است و درنهایت مصرف انرژی و رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری را بر آلودگی محیط زیست ایران دارند. کهنسال و شایان‌مهر (۱۳۹۵) رابطه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست را مورد بررسی قرار دادند، در این مطالعه به منظور اثر متقابل متغیرها از ارتباطات فضایی و الگوی معادلات هم‌زمان فضایی برای داده‌های تابلویی در کشورهای درحال توسعه استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان داد که مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست هر کشور می‌تواند تحت تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست کشورهای مجاور نیز قرار گیرد. علاوه بر این نتایج حاکی از ارتباط علت و معلولی دوطرفه میان رشد اقتصادی و آلودگی

1. Zafar et al. (2019).
2. Sarkodie & Strezov (2019).
3. Radmehr et al. (2021).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

محیط زیست و نیز بین آلودگی محیط زیست و مصرف انرژی وجود دارد. ارباب و همکاران (۱۳۹۶) رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر را در کشورهای منتخب عضو اوپک بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که میزان مصرف انرژی تجدیدپذیر علت گرنجری رشد اقتصادی است. شهنازی و همکاران (۱۳۹۶) رابطه علیت میان مصرف حامل‌های مختلف انرژی با رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن را مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه که برای کشور ایران در طی دوره زمانی ۱۳۷۱-۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت از روش علیّت تودایاموتو استفاده شد. نتایج حاکی از رابطه علیّت یک‌طرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی بود. اما وجود رابطه علیّت در مورد انتشار دی اکسید کربن تأیید نشده است. همچنین در بخش‌های حمل و نقل، خانگی، عمومی و تجاری علیّت دوطرفه از متغیر رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن به مصرف انرژی وجود دارد. در بخش صنعت نیز یک رابطه علیّت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف حامل انرژی گاز و برق و نیز رابطه علیّت دوطرفه از رشد اقتصادی به زغال سنگ مورد تأیید است. علاوه بر این در این مطالعه رابطه علیّت یک‌طرفه از انتشار دی اکسید کربن به نفت و رابطه علیّت دوطرفه از انتشار دی اکسید کربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد. قائد و همکاران (۱۳۹۸) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را براساس استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری، روش جوهانسون- جو سیلیوس و روش تصحیح خطا برای کشور ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که افزایش یک‌درصدی در انرژی تجدیدپذیر مانند باد، خورشید، آب، زمین گرمایی می‌تواند به ترتیب به میزان ۶/۴۴، ۴/۲۹، ۱/۷۸، ۲/۰۹ و ۱/۵۶ درصدی در رشد اقتصادی شود. ناهیدی امیرخیز و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای سازمان همکاری اسلامی در سال‌های ۱۹۹۵-۲۰۱۵ پرداختند. نتایج حاکی از تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس و تأثیر مثبت و معنادار مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن دارد. همان‌طور که ملاحظه شد، بررسی ارتباط بین اقتصاد، انرژی و محیط زیست از نظر نظری و تجربی در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. در این پژوهش سعی شده است که همبستگی میان اقتصاد، انرژی و محیط زیست را در کشورهای منتخب آسیایی پرداخته شود کشورهایی که در رتبه بندی میزان انتشار آلاینده بیشتری دارند. ضمن اینکه سعی کردیم متغیرهایی را که برای کشورهای آسیایی توضیح‌دهنده‌های مناسبی هستند به صورت معادلات هم‌زمان و در قالب الگوی خطای فضایی مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. انجام این پژوهش می‌تواند سیاست‌گذاران اقتصادی و کارشناسان زیست‌محیطی را در اتخاذ سیاست‌های مناسب یاری رساند.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش برای مطالعه رابطه متقابل بین اقتصاد، انرژی و محیط زیست از الگوی معادلات هم‌زمان فضایی پانل[1] استفاده می‌شود. در ادامه به معرفی هریک از بخش‌های این الگو پرداخته می‌شود.

1. Spatial Panel Simultaneous Equations Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

۴ – ۱. معرفی مدل

وابستگی فضایی پدیده‌ای است که همواره در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد، به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک مکان i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های $j \neq i$ وابسته است. سه نسل از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی همواره مورد مطالعه قرار می‌گیرد. نسل اول شامل مدل‌های مبتنی بر داده‌های مقطعی یا زمانی است. نسل دوم شامل مدل‌های غیرپویا مبتنی بر داده‌های ترکیبی فضایی است. این مدل‌ها می‌توانند داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی را ادغام نمایند، اما آن‌ها اغلب فضای تصادفی یا ثابت یا اثرات فضایی دوره زمانی را کنترل می‌کنند. نسل سوم از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی شامل مدل‌های پویا با داده‌های ترکیبی فضایی است. در آغاز این قرن هیچ روش تخمین ساده‌ای برای این نوع از مدل‌ها وجود نداشت. به این دلیل روش‌هایی برای مدل‌های پویا اما غیرفضایی و مدل‌های غیرپویا با داده‌های ترکیبی فضایی به وجود آمد. هنگامی که این روش‌ها به وجود آمدند تخمین زننده‌های تورش‌دار را ایجاد می‌کردند. نمونه‌هایی از مطالعات اخیر پارتریج و همکاران[1] (۲۰۱۲)، گیبونز و اورمن[2] (۲۰۱۲) و کرادو و فینگلتون[3] (۲۰۱۲) به‌خوبی در گسترش این مدل‌های اقتصادسنجی فضایی ترکیبی نقش ایفا کرده‌اند.

۴ – ۱ – ۱. تعیین مجاورت فضایی

در کارهای تحقیقاتی فضایی، معمولاً داده‌هایی وجود دارند که دارای بعد مکانی می‌باشند. بنابراین پیش از مطرح شدن مسئله وابستگی فضایی باید به تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی پرداخته شود. دو منبع اطلاعاتی برای این بررسی وجود دارد. یکی موقعیت در صفحهٔ مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصلهٔ هر نقطه در فضا یا فاصلهٔ هر مشاهدهٔ قرار گرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه کرد. مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند نسبت به آن‌هایی که از هم دورترند، باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتری باشند. به عبارت دیگر با افزایش فاصله بین مشاهدات، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات کاهش می‌یابد. دومین منبع اطلاعاتی مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کنندهٔ موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهدهشده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل می‌باشد. معیار نزدیکی و مجاورت براساس اطلاعات به‌دست آمده از روی نقشهٔ جامعه مورد مطالعه قابل دسترس خواهد بود و براساس این اطلاعات می‌توان تعیین نمود که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی هستند که به هم می‌رسند. بنابراین واحدهای همسایه یا مجاور نسبت به واحدهای دورتر درجهٔ وابستگی فضایی بالاتری را دارند (رحمانی و امیری، ۱۳۸۶). در روش مجاورت، اثرات فضایی فقط به مناطق همسایه (مناطقی که از لحاظ جغرافیایی نقاط همجوار داشته باشند) محدود می‌شوند. برای تعیین ماتریس وزن فضایی به روش مجاورت،

1. Partridge et al. (2012).
2. Gibbons and Overman (2012).
3. Corrado and Fingleton (2012).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

روش‌های مختلفی وجود دارد. ازجمله مجاورت خطی، رخ مانند، فیل‌مانند، رخ‌مانند دوطرفه و ملکه (نجفی علمدارلو و همکاران، ۱۳۹۱). در روش رخ‌مانند در ماتریس وزن فضایی، عنصر متناظر با نقاط غیرهم‌مرز صفر در نظر گرفته می‌شود. ماتریس وزن را به صورت (۴) نشان می‌دهند:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{1N} \\ w_{21} & 0 & w_{2N} \\ \vdots & & \\ w_{N1} & w_{N2} \ \ldots. & 0 \end{bmatrix} \quad (۴)$$

ماتریس وزن فضایی یک ماتریس متقارن است که عناصر قطر اصلی آن صفر و بقیه عناصر در صورتی که دو کشور همسایه باشند یک و در حالتی که دو کشور همسایه نباشند مقدار صفر را به خود می‌گیرد.

۴ – ۱ – ۲. آزمون تشخیص وابستگی فضایی

در تحلیل‌های اقتصادسنجی فضایی، ابتدا به بررسی وابستگی فضایی پرداخته می‌شود. به‌منظور تشخیص وابستگی فضایی از آزمون‌های تشخیصی، مانند موران[1]، گری[2]، گتیس[3] وآزمون ضریب لاگرانژ[4] استفاده می‌شود. اساساً خودهمبستگی فضایی به تحلیل این موضوع می‌پردازد که آیا یک متغیر در یک منطقه بر همان متغیر درمناطق همجوار تأثیرگذار است یا خیر. چنانچه این تأثیرگذاری مثبت باشد، افزایش یک متغیر در یک منطقه باعث افزایش همان متغیر در مناطق همجوار می‌گردد اصطلاحاً به این نوع همبستگی، خودهمبستگی فضایی مثبت می‌گویند. چنانچه وجود متغیر تأثیر منفی بر همان متغیر در مناطق همجوار داشته باشد، اصطلاحاً این نوع خودهمبستگی را خودهمبستگی فضایی منفی عنوان می‌کنند. اگر رابطهٔ خاصی بین متغیرها در مناطق همجوار نباشد، اصطلاحاً گفته می‌شود که خودهمبستگی فضایی وجود ندارد. عموماً در مطالعات تجربی از آزمون موران برای تشخیص خودهمبستگی فضایی استفاده می‌شود. آماره موران برای متغیر x درخصوص مناطق مختلف به صورت (۵) محاسبه می‌شود:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}c_{ij}}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(X_i-\bar{X})(X_j-\bar{X})}{s^2 \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \quad (۵)$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})}{n} \quad (۶)$$

که X_j و X_i مقادیر X در مکان‌های i و j و $\bar{X}$ میانگین ویژگی هر ایستگاه است. s^2 واریانس نمونه است. w_{ij} موقعیت مجاورت i و j نسبت به یکدیگر و به عبارتی نوع ارتباط فضایی آن‌ها است که به‌عنوان ماتریس وزن نام برده می‌شود. اگر i و j در همسایگی هم قرار داشته باشند، مقدار w_{ij} یک و در صورت عدم همسایگی مقدار w_{ij} صفر به‌دست می‌آید. دامنه تغییرات شاخص موران جهانی بین

1. Moran
2. Geary
3. Getis
4. Lagrange Multiplier Test

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

۱- تا ۱+ است. در صورتی که مقادیر معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر باشد همبستگی فضایی مثبت و معنی‌دار و خوشه‌ای؛ در غیر این صورت همبستگی فضایی منفی و به‌صورت پراکنده می‌باشد. آزمون اهمیت موران توسط z اندازه‌گیری می‌شود تا از آن برای معنی‌داری آماری نتایج استفاده شود. Z توسط رابطه (۷) به دست می‌آید.

$$Z = \frac{I - E(I)}{SD(I)} \quad (۷)$$

که در آن SD و E به ترتیب انحراف معیار و میانگین می‌باشند. E امید شاخص موران است که محاسبه آن در رابطه (۸) نشان داده شده است.

$$E(I) = -1/(n-1) \quad (۸)$$

اگر مقدار احتمال این آماره کمتر از ۱۰ درصد باشد فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود و این بدان مفهوم است که مشاهدات کشوری به‌طور معنی‌داری به هم همبسته هستند.

۴ – ۱ –۳. مدل‌های اقتصادسنجی فضایی

مدل‌های فضایی بسته به اینکه متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند، به صور متفاوتی مطرح می‌شوند که متداول‌ترین آن‌ها مدل خودرگرسیونی‌فضایی (SAR)[1] و مدل خطای فضایی یا خودهمبستگی در جملات اخلال (SEM)[2] است. مدل خودرگرسیونی‌فضایی به‌عنوان کامل‌ترین الگوی خود رگرسیونی فضایی است، به نوعی که سایر مدل‌ها در این الگو قرار می‌گیرند و می‌توان با وارد کردن محدودیت‌هایی بر روی پارامترهای این الگو سایر مدل‌های فضایی را به‌دست آورد. شکل کلی این الگو به صورت رابطه (۹) نشان داده می‌شود.

$$y = \rho w_1 y + \beta x + \mu \quad (۹)$$
$$\mu = \lambda w_2 \mu + \varepsilon \qquad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_N)$$

در این الگو y برداری از متغیر وابسته، x متغیرهای توضیحی و w_1 و w_2 ماتریس وزن‌های فضایی است. β برداری از متغیرها، ρ ضریب خودهمبستگی فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی در جملات خطا است. اگر پارامتر ρ برابر با صفر قرار داده شود، الگوی خودرگرسیونی با همبستگی در جملات اخلال (SEM) یعنی رابطه (۱۰) به‌دست می‌آید. این مدل بیانگر آن است که همبستگی فضایی مستقیم بین کشورهای مورد مطالعه وجود ندارد، بلکه همبستگی از طریق جملات اخلال در مناطق همسایه صورت می‌گیرد.

$$y = \beta x + \mu \quad (۱۰)$$
$$\mu = \lambda w \mu + \varepsilon \qquad \varepsilon \approx N(0, \sigma^2 I_n)$$

1. Spatial Autoregressive Model
2. Spatial Error Model

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

۴ – ۱ – ۴. مدل‌های معادلات هم‌زمان فضایی پانل[1] و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای تعمیم‌یافته فضایی[2]

با نگاهی سطحی به آثار منتشرشده در علم اقتصاد، می‌توان گفت که بسیاری از روابط اقتصادی به‌وسیله مدل‌های تک‌معادله‌ای قابل‌تبیین هستند. در این‌گونه مدل‌ها یک متغیر به‌عنوان متغیر وابسته تابعی خطی از یک تا چند متغیر توضیحی قرار می‌گیرد و همواره فرض بر این است که رابطه علی (در صورت وجود) بین دو متغیر از نوع یک‌طرفه باشد. اما در مواردی رابطه علی یک‌طرفه جهت تبیین روابط اقتصادی، مناسب نمی‌باشد. در این‌گونه موارد متغیر وابسته نه تنها به متغیرهای مستقل بستگی دارد، بلکه بعضی از متغیرهای توضیحی نیز به‌وسیله متغیر وابسته تعیین می‌شوند. بنابراین می‌توان گفت بین متغیر وابسته و بعضی از متغیرهای توضیحی رابطه هم‌زمان یا دوطرفه وجود دارد. در این مدل‌ها بایستی چند معادله یا یک سیستم معادلات برای آن‌ها تعریف کنیم به‌عنوان مثال فرض می‌کنیم که رابطه Y_1 و Y_2 به‌صورت رابطه (۱۱) باشد.

$$Y_{1t} = \alpha_1 + \beta_1 X_t + \gamma_1 Y_{2t} + \upsilon_{1t} \qquad (۱۱)$$
$$Y_{2t} = \alpha_2 + \beta_2 X_t + \gamma_2 Y_{1t} + \upsilon_{2t}$$

در اینجا دو معادله همراه با دو متغیر وابسته و یک متغیر توضیحی داریم. رابطه Y_1 و Y_2 دوطرفه است. در این سیستم معادلات متغیر وابسته در معادله دیگر به‌صورت توضیحی نیز ظاهر می‌شوند. همچنان‌که در رابطه (۱۳) می‌بینیم، متغیرهای لحاظ‌شده در یک سیستم معادلات هم‌زمان بر دو قسم هستند: متغیرهای درونزا[3] که مقدار عددی آن از داخل مدل تعیین می‌شود (Y_1 و Y_2)؛ و متغیرهای از پیش تعیین‌شده[4] یا متغیرهایی که مقادیر عددی آن‌ها خارج از مدل تعیین می‌شود (X). البته متغیرهای از پیش تعیین‌شده خود از دو گروه، متغیرهای برون‌زا[5] و متغیرهای درون‌زای تأخیری تشکیل شده‌اند. این‌گونه معادلات را که در هر معادله متغیر درون‌زا براساس متغیرهای برون‌زا و درون‌زا بیان می‌شوند، به سیستم معادلات فرم ساختاری[6] معروف هستند.

انواعی از روش‌های اقتصادسنجی با تأکید بر حذف یا وجود جزء اخلال به دلیل انجام بهترین روش برازش ارائه شده‌اند؛ آزمون دوربین- وو – هاسمن[7] به‌منظور تست درون‌زایی مدل معرفی شده است. فرضیه صفر این آزمون برون‌زایی متغیر است. در صورتی که فرضیه صفر رد شود در این صورت درون‌زا بودن متغیرها تأیید می‌شود که در این حالت برآورد مدل به روش OLS معتبر نیست و باید از متغیرهای ابزاری برای غلبه بر این مشکل استفاده شود. در این حالت در صورتی که وجود

1. Simultaneous Equation Models
2. Generalized Spatial Panel Two Stage Least Squares
3. Endogenous
4. Predetermined
5. Exogenous
6. Structural form
7. Durbin – Wu - Hausman

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

همبستگی فضایی تأیید شود؛ می‌توان به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای فضایی تعمیم‌یافته GS2SLS که یک روش سه‌فازی برای تخمین معادلات فضایی است استفاده کرد. روش GS2SLS برای داده‌های تابلویی روشی سازگار و کارا است و نیازی به آزمون هاسمن جهت سازگاری الگوهای تصادفی در این وجود ندارد (رفعت و بیک‌زاده، ۱۳۹۱). برای برآورد معادلات هم‌زمان فضایی از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای فضایی استفاده می‌شود. این رویکرد شامل سه مرحله است؛ در مرحله اول، مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای ابزاری، به وسیله حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) برآورد می‌شود. در مرحله دوم پارامتر اتورگرسیو ρ از نظر باقیمانده‌های به‌دست آمده از طریق مرحله اول در روش گشتاور تعمیم‌یافته که توسط کلیجان و پروچا[1] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده، برآورد می‌شود. درنهایت، در مرحله سوم مدل رگرسیون را مجدداً توسط 2SLS پس از تبدیل مدل از طریق کوکران اورکات به منظور به دست آوردن همبستگی فضایی، برآورد می‌شود. در مقایسه با برآوردکننده حداقل مربعات تعمیم یافته، به این روش برآورد به‌عنوان روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای فضایی تعمیم یافته اشاره می‌شود. برای ادامه بحث رابطه (۱۲) را در نظر بگیرید:

$$y_n = Z_n\delta + u_n \qquad (۱۲)$$

$$u_n = \rho\, M_n u_n + \varepsilon_n\ ,$$

که در آن $Z_n = (X_n, W_n y_n)$ و $\delta = (\acute{\beta}\ , \lambda)$ است. برآوردگر gs2sls با رابطه (۱۳) ارائه می‌شود:

$$\hat{\delta}_{F,n} = \left[\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)'\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)\right]^{-1}\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)'y_{n*}(\hat{\rho}_n) \qquad (۱۳)$$

$Z_{n*}(\hat{\rho}_n) = P_{Hn}Z_{n*}(\hat{\rho}_n) = Z_n - \hat{\rho}_n M_n Z_n$ و $y_{n*}(\hat{\rho}_n) = y_n - \hat{\rho}_n M_n y_n$ است.

$$\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n) = \left(X_n - \hat{\rho}_n M_n X_n\ , W_n y_n - \widehat{\rho_n M_n} W_n y_n\right) \qquad (۱۴)$$

$$W_n y_n - \widehat{\rho_n M_n} W_n y_n = P_{Hn}(W_n y_n - \hat{\rho}_n M_n W_n y_n) \qquad (۱۵)$$

فرض کنید مفروضات فوق برقرار باشد و $\hat{\rho}_n$ برآوردگر ثابتی برای ρ است و $\hat{\varepsilon}_n = y_{n*}(\hat{\rho}_n) - Z_{n*}(\hat{\rho}_n)\hat{\delta}_{F,n}$ و $\hat{\sigma}^2{}_{\varepsilon,n} = {\hat{\varepsilon}_n\hat{\varepsilon}_n}/{n}$. بنابراین،

$$\sqrt{n}\left(\hat{\delta}_{F,n} - \delta\right) \xrightarrow{D} N(0\ , \Phi) \qquad (۱۶)$$

$$\phi = \sigma^2{}_{\varepsilon}\left[p\lim_{n\to\infty} n^{-1}\hat{Z}_{n*}\left(\hat{\rho}_n\right)'\hat{Z}_{n*}\left(\hat{\rho}_n\right)\right]^{-1} \qquad (۱۷)$$

$$=\sigma^2{}_{\varepsilon}\left[p\lim_{n\to\infty} n^{-1}\hat{Z}_{n*}(\rho)'\hat{Z}_{n*}(\rho)\right]^{-1}$$

$$p\lim_{n\to\infty}\hat{\sigma}^2{}_{\varepsilon,n} = \sigma^2{}_{\varepsilon} \qquad (۱۸)$$

قضیه بالا همواره بیان می‌کند که $\hat{\delta}_{F,n}$ سازگار است. علاوه بر این نشان می‌دهد که استنباط‌های نمونه کوچک در مورد δ را می‌توان براساس تقریب نمونه کوچک؛

$$\hat{\delta}_{F,n} \sim N\left[\delta\ ,\ \hat{\sigma}^2{}_{\varepsilon,n}\left[\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)'\hat{Z}_{n*}(\hat{\rho}_n)\right]^{-1}\right] \qquad (۱۹)$$

1. Kelejian and prucha (1998).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

دانست.

سرانجام، الگوی پژوهش که در ادامه تصمیم به برآورد آن است در رابطه (۲۰) خلاصه می‌شود:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln(GDP}_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) + \alpha_2 \mathrm{Ln(E}_{it}) + \alpha_3 \mathrm{Ln(L}_{it}) + \alpha_4 \mathrm{Ln(K}_{it}) \\ &\quad + \alpha_5 \mathrm{w}_{it} \ln(\mathrm{GDP}_{it}) + \varepsilon_{it} \\ \mathrm{Ln(E}_{it}) &= \vartheta_0 + \vartheta_1 \mathrm{Ln(GDP}_{it}) + \vartheta_2 \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) + \vartheta_3 \mathrm{Ln(Ex}_{it}) + \vartheta_4 \mathrm{Ln(Im}_{it}) \\ &\quad + \vartheta_5 \mathrm{Ln(Ur}_{it}) + \vartheta_6 \mathrm{Ln(K}_{it}) + \vartheta_7 \mathrm{w_{it}\, Ln(E}_{it}) + \pi_{\mathrm{it}} \\ \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) &= \varphi_0 + \varphi_1 \ln(\mathrm{E}_{it}) + \varphi_2 \mathrm{Ln(GDP}_{it}) + \varphi_3 \mathrm{Ln(Ps}_{it}) + \varphi_4 Ln(\mathrm{Ur}_{it}) \\ &\quad + \varphi_5 \mathrm{w}_{it}\, \mathrm{Ln}\left(CO_{2_{it}}\right) + \mathrm{v_{it}}\end{aligned} \quad (۲۰)$$

در بخش بعدی به تعریف متغیرهای رابطه (۲۰)، به‌عنوان الگوی مطالعه، می‌پردازیم.

۴ – ۲. داده

متغیرهای الگوی (۲۰) در جدول (۱) توصیف می‌شوند. تعریف متغیر، واحد متغیر و منبع گردآوری داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱: متغیرهای الگو

متغیر	تعریف	واحد	منبع داده
GDP	تولید ناخالص داخلی سرانه	Constant 2015 US$	بانک جهانی
E	مصرف انرژی سرانه	kg of oil equivalent	بانک جهانی
CO_2	انتشار سالانه دی اکسید کربن سرانه	Metric tons	بانک جهانی
K	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص سرانه	Constant 2015 US$	صندوق بین المللی پول (IMF)
L	نیروی کار	Preson(Total)	بانک جهانی
Ur	جمعیت شهری (شهرنشینی)	%Total of population	بانک جهانی
Ps	ثبات سیاسی و عدم وجود خشونت/ تروریسم	Number of Sources	بانک جهانی
Im	نسبت واردات کالاهای صنعتی به کل واردات	% of import	بانک جهانی
Ex	نسبت صادرات کالاهای صنعتی به کل صادرات	% of exports	بانک جهانی

(منبع: داده‌های پژوهش)

گفتنی است متغیر نیروی کاری (L) به‌صورت نفر گردآوری شده است، ولی در الگو با تقسیم بر جمعیت به‌صورت درصدی از کل جمعیت (l) در نظر گرفته شده است. متغیرهای $\mathrm{w}_{it} \ln(\mathrm{GDP}_{it})$، $\mathrm{w_{it}\, Ln(E}_{it})$ و $\mathrm{w}_{it}\, \mathrm{Ln}\left(\mathrm{CO}_{2_{it}}\right)$ متغیرهای تأخیر فضایی هستند که توسط محققان ساخته می‌شود.

در الگوی (۲۰)، همبستگی میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی در نظر گرفته شده است. همچنین در این مدل با استفاده از مطالعات تجربی از سایر متغیرهای تأثیرگذار نظیر شهرنشینی،

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

ثبات سیاسی، سهم صادرات و واردات کالاهای صنعتی از صادرات و واردات نیز در جهت بررسی همبستگی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی استفاده شده است. ثبات سیاسی به‌عنوان شاخصی از حکمرانی خوب در دهه‌های اخیر مورد توجه محققان قرار گرفته است. حکمرانی خوب در اتخاذ سیاست‌های پیش‌بینی‌شده، آشکار و صریح دولت تبلور می‌یابد. یکی از عوامل مؤثر بر عملکرد محیط زیست، بی‌ثباتی سیاسی است. به‌طورکلی می‌توان نقطه آغاز بی‌ثباتی را در تقاضا برای تغییرات سیاسی دانست که می‌تواند انرژی که باید صرف بهبود عملکرد محیط زیست گردد را از بین ببرد و روند طبیعی حفاظت از محیط زیست در اثر سوء مدیریت منحرف می‌شود. شهرنشینی یا جمعیت شهری به افرادی اطلاق می‌شود که در مناطق شهری زندگی می‌کنند. پدیده شهرنشینی، پیامدهای اقتصادی گسترده‌ای را در بر خواهد داشت. که مهم‌ترین آن‌ها شتاب بخشیدن به روند کاهش منابع و ذخایر تجدیدناپذیر، انتشار آلاینده‌ها و به‌طورخاص تغییر در روند الگوی مصرف انرژی می‌باشد (فطرس و معبودی، ۱۳۹۰). سهم صادرات کالاهای صنعتی به بخشی از کل کالاهای صادراتی اطلاق می‌شود که به کالاهای صنعتی شامل ماشین‌آلات وتجهیزات حمل و نقل، تولیدات اساسی و مواد شیمیایی مربوط می‌شود. دلایلی مبنی بر تأثیر پذیری صادرات و مصرف انرژی بر هم وجود دارد. گسترش صادرات، تقاضا برای عوامل تولید (انرژی) را افزایش می‌دهد. درواقع برای راه‌اندازی ماشین‌آلات و تجهیزاتی که در جریان تولید برای صادرات استفاده می‌شوند، انرژی مصرف می‌شود. بنابراین با افزایش حجم صادرات تقاضا برای مصرف انرژی نیز افزایش می‌یابد. به دلیل محدودیت‌های زیست‌محیطی، تولید بسیاری از کالاهای صنعتی که مصرف انرژی بالایی دارند، به کشورهای درحال توسعه که دغدغه کمتری نسبت به مسائل زیست‌محیطی دارند، منتقل شده است. به بخشی از کل کالاهای وارداتی که به کالاهای صنعتی مربوط می‌شود، سهم واردات صنعتی نسبت کالاهای صنعتی وارد شده به کل کالاهای وارداتی است. از سه جنبه می‌توان تأثیر واردات بر مصرف انرژی را بررسی کرد. اول اینکه توزیع کالاهای وارداتی در داخل یک کشور براساس حمل و نقل صورت می‌گیرد که این شبکه حمل و نقل به مصرف انرژی نیازمند است. دوم، در مورد کالاهای بادوام وارداتی مانند خودرو، یخچال، سیستم تهویه هوا و .... که نیازمند مصرف انرژی بالایی می‌باشند، افزایش تقاضای کالای وارداتی موجب افزایش مصرف انرژی می‌گردد. سوم، در صورت مصرف بالای کالاهای جانشین، افزایش واردات کالاهای با کارایی بیشتر در مصرف انرژی، مصرف انرژی را کاهش می‌دهد. بنابراین اثر خالص افزایش واردات کالاهای صنعتی بر روی مصرف انرژی در کشورها می‌تواند مثبت یا منفی باشد (سوری و چاپمن[1]، ۱۹۹۸).

داده‌های مورد استفاده در دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ گردآوری شده‌اند. معیار انتخاب جامعه آماری ابتدا کشورهای آسیایی در یک محدوده جغرافیایی بودند که از نظر رتبه‌بندی در آسیا میزان انتشار دی اکسید کربن بالایی دارند. در گام بعد برخی کشورها به دلیل عدم دسترسی به داده حذف شدند و درنهایت ۱۵ کشور شامل: چین، هند، اندونزی، ایران، کره جنوبی، عربستان سعودی، ترکیه،

1. Suri & Chapman (1998)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

پاکستان، تایلند، ویتنام، مالزی، بنگلادش، فیلیپین، عمان و سریلانکا مورد بررسی قرار گرفتند. رتبه این کشورها بر حسب انتشار دی اکسید کربن در میان کشورهای جهان به ترتیب ۱، ۳، ۷، ۸، ۱۲، ۱۳، ۱۵، ۱۷، ۲۰، ۲۲، ۳۰، ۳۴، ۳۵، ۴۹ و ۸۹ می‌باشد. در ادامه، در جدول (۲) گزارشی از آمار توصیفی متغیرهای الگو ارائه می‌گردد. آمار توصیفی در جهت تجزیه و تحلیل متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۲: توصیف آماری متغیرهای الگو

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
GDP	۷۲۳۰/۱۱۷	۷۳۳۰/۱۴	۶۸۷/۳۸۳	۳۱۰۰/۷
E	۲۴۷۲۷/۹۹	۲۶۴۱۷/۴۱	۱۲۱۱/۶۱	۹۵۵۱۹/۶
CO_2	۵/۰۵۷۱۴۵	۴/۹۲۲۱۵۴	۰/۲۰۷۰۵۳	۱۷/۶۹۱۷
K	۷۷/۲۵۱۷۹	۴۳/۳۴۵۵	۲۵/۳۰۶۲	۲۱۰/۳۷۴
L	$۱/۱۳\times e^{۸}$	$۲/۰۸\times e^{۸}$	۸۲۷۵۴۱	$۸\times e^{۸}$
Ur	۵۴/۳۱۰۶۴	۲۱/۵۹۷۶۹	۱۸/۱۹۶	۸۴/۵۳۹
Ps	۷/۵۱۳۷۲۵	۱/۳۱۵۷۱۷	۴	۱۰
Im	۶۴/۲۸۲۶۹	۱۰/۵۹۷۴	۱۶/۲۹۵۱۲	۸۲/۳۱۱۵۸
Ex	۶۲/۵۳۸۳۳	۲۷/۸۸۵۲۳	۲/۶۱۶۰۴۲	۹۵/۸۱۲۳

(منبع: داده‌های پژوهش)

۵. نتایج تجربی و بحث

در ابتدا مسئله وابستگی مقطعی مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس اصول اقتصادسنجی هنگام استفاده از داده‌های پانلی یک پیش‌فرض وجود دارد که بین داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی برقرار است. اما برقراری این پیش‌فرض همانند سایر فروض باید از قبل اثبات شود، لذا اولین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی قبل از هر آزمون دیگر اثبات وابستگی یا استقلال مقطعی است. بدین منظور از آزمون وابستگی مقطعی فریدمن (۲۰۰۴) استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون استقلال مقطعی و فرضیه مقابل وابستگی مقطعی را تأیید می‌کند. با توجه به نتایج این آزمون که در جدول (۳) گزارش می‌شود برای هر سه معادله و مقادیر بحرانی آن‌ها که از توزیع نرمال برخوردار است وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول ۳: آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)

معادله	آماره CD	مقدار احتمال
LGDP	-۱/۹۹۰	۰/۰۴۶
LE	-۱/۸۰۰	۰/۰۷۱
LCO2	۲/۲۱۰	۰/۰۲۷

(منبع: یافته‌های پژوهش)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

با توجه به تأیید وابستگی مقطعی، نتایج آزمون ریشه واحد سنتی IPS برای بررسی مانایی متغیرها قابل استناد نیست و باید از آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی مانند CIPS که توسط پسران (۲۰۰۷) معرفی شده است استفاده گردد. نتایج این آزمون در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد پسران با وابستگی مقطعی (CIPS)

متغیر	آماره (Z-tbar)	مقدار احتمال	وضعیت
LGDP	۱/۸۰۱	۰/۹۶۴	نامانا
LE	-۱/۱۷۰	۰/۱۲۱	نامانا
LCO2	-۱/۰۸۳	۰/۱۳۹	نامانا
LK	۲/۳۳۹	۰/۹۹۰	نامانا
Ll	-۱/۸۱۷	۰/۰۳۵	مانا
LUr	۸/۲۳۸	۱/۰۰۰	نامانا
LPs	-۰/۲۷۹	۰/۳۹۰	نامانا
LIm	-۱/۴۱۳	۰/۰۷۹	مانا
LEx	۰/۵۶۴	۰/۷۱۴	نامانا

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که مشخص است همه متغیرها (به استثنای Ll و LIm) در سطح نامانا بوده، در این صورت نتایج باعث ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود و تخمین الگو را با مشکل مواجه می‌کند. در این صورت برای نداشتن رگرسیون کاذب، باید از روش‌های از بین بردن نامانایی در متغیرها استفاده کرد یا باید با بررسی هم‌جمعی به‌نوعی استدلال کرد که وجود ریشه واحد در تخمین الگو اشکال ایجاد نمی‌کند و رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. به این ترتیب تنها در شرایط همجمعی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌انباشتگی پانلی مانند پدرونی و کائو احتمال وقوع نتایج کاذب را افزایش خواهند داد. بنابراین برای رفع این مشکل آزمون‌های هم‌انباشتگی متعددی پیشنهاد شده است که وسترلاند از آن جمله است (صمدی، ۱۳۹۱). فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. براساس نتایج جدول (۵) می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد و فرضیه مقابل را دال بر وجود هم‌انباشتگی را در هر سه معادله پذیرفت. به این معنی که یک رابطه بلندمدت میان متغیرها در هر سه معادله وجود دارد. این ارتباط بلندمدت اجازه برآورد تأثیر هرکدام از متغیرهای توضیحی بر روی متغیرهای وابسته را می‌دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

جدول ۵: نتایج آزمون هم انباشتگی با وابستگی مقطعی وسترلاند

معادله	آماره	مقدار احتمال
LGDP	-۲/۱۱	۰/۰۱
LE	-۱/۸۲	۰/۰۳
LCO2	-۱/۵۵	۰/۰۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در ادامه با در نظر گرفتن بعد مکانی در پژوهش و الگوی فضایی، لازم است که ماتریس مجاورت تهیه شده، استاندارد شود و به یک ماتریس مجاورت پانلی تبدیل شود. سپس به بررسی آزمون خودهمبستگی فضایی پرداخته می‌شود. بدین منظور از آزمون‌های موران و ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون‌ها بر عدم وجود خود همبستگی فضایی دلالت دارد. در صورتی که فرضیه صفر رد شود، خودهمبستگی فضایی تأیید می‌شود.

جدول ۶: نتایج آزمون همبستگی فضایی

نوع آزمون	معادله LGDP		معادله LE		معادله LCO_2	
	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال	آماره	مقدار احتمال
آزمون موران I	۸/۲۰۵	۰/۰۰۰	۷/۴۳	۰/۰۰۰	۵/۸۶	۰/۰۰۰
آزمون LM وجود وقفه فضایی	۹۶/۹۳	۰/۰۰۰	۷۸/۴۸	۰/۰۰۰	۴۸/۹۰	۰/۰۰۰
آزمون LM وجود خطای فضایی	۱۴/۰۶	۰/۰۰۰	۱۴/۱۶	۰/۰۰۰	۱۴/۱۱	۰/۰۰۰
آزمون LM-Robust وجود وقفه فضایی	۳/۰۶	۰/۰۸۰	۱۹/۶۵	۰/۰۰۰	۱۳/۱۴	۰/۰۰۰
آزمون LM-Robust وجود خطای فضایی	۴۷/۱۹	۰/۰۰۰	۸۲/۸۵	۰/۰۰۰	۲۲/۳۷	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه با نتایج جدول (۶) استفاده از الگوی فضایی در مورد ارتباط بین اقتصاد، انرژی و محیط زیست تأیید می‌شود و برآورد مدل با لحاظ مجاورت فضایی توجیه‌پذیر است. گفتنی است که در ادامه از مدل خود رگرسیونی فضایی(SAR) برای الگوی پژوهش بهره می‌بریم.

موضوع برونزایی متغیرهای توضیحی، یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون است. یک متغیر اگر با اجزای اخلال همبستگی معناداری داشته باشد، درون‌زا است. در این صورت برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآوردهای تورشدار و ناسازگاری را نتیجه خواهد داد. برای آزمون درون‌زایی متغیرها از آزمون دوربین- وو- هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون برون‌زایی متغیر را نشان می‌دهد. نتایج این آزمون در جدول (۷) گزارش می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

جدول ۷: نتایج آزمون درونزایی دوربیـن- وو- هاسـمن

معادله	آماره	مقدار احتمال
LGDP	۳۸/۹۶۰۹۱	۰/۰۰۰۰
LE	۲۱/۸۰۶۳۷	۰/۰۰۰۲
LCO2	۱۶/۵۴۹۷۷	۰/۰۰۲۵

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به نتایج به‌دست آمده فرضیه صفر رد می‌شود و نشان‌دهنده این است که برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی مناسب نیستند و باید از تکنیک متغیرهای ابزاری استفاده شود. هم‌زمانی در الگوها به معنی استفاده از متغیرهای ابزاری و روش حداقل مربعات دو مرحله ای (2sls) است، ولی برآورد هریک از معادلات به‌صورت مجزا صورت می‌گیرد. با توجه به تأیید وجود همبستگی فضایی این سه متغیر، به‌منظور دستیابی به نتایج دقیق‌تر از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته (GS2SLS) استفاده می‌شود. نتایج برآورد معادله رشد اقتصادی در جدول (۸) گزارش می‌شود.

جدول ۸: نتایج برآورد معادله $LGDP$ به روش GS2SLS

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال
WLGDP	۰/۰۴۸	۲/۷۲	۰/۰۰۷
LE	۰/۹۳	۹/۹۲	۰/۰۰۰
LCO2	-۰/۶۲	-۸/۵۲	۰/۰۰۰
Ll	-۰/۰۱	-۲/۷۱	۰/۰۰۷
LK	۰/۶۳	۶/۰۸	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۲/۱۴	۵/۵۶	۰/۰۰۰
$(Buse)R^2$	۰/۹۶		
$(Buse)R^2$ Adj	۰/۹۶		
Raw Moment R^2	۰/۹۸		
Raw Moment R^2 Adj	۰/۹۸		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

ضریب جمله سرریز رشد اقتصادی معنادار و مثبت است (۰/۰۴۸). مثبت بودن ضریب سرریز فضایی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی کشورهای مجاور (اطراف[1]) بر رشد اقتصادی کشور میزبان تأثیرگذار است. افزایش ۱٪ رشد اقتصادی کشورهای همسایه[2] می‌تواند رشد اقتصادی کشور میزبان[3] را به میزان ۰/۰۴٪ افزایش دهد. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار نیروی کار

1. Surrounding countries
2. Adjacent countries
3. Host country

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

بر رشد اقتصادی دارد. با افزایش ۱٪ نیروی کار رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱٪ کاهش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های شهباز و همکاران (۲۰۱۱) و عمری (۲۰۱۳) مطابقت دارد و این‌گونه توجیه‌پذیر است که از آنجا که تکنولوژی در کشورهای درحال توسعه غالباً کاربر می‌باشد و استفاده بیشتر از نیروی کار در بسیاری از بخش‌های اقتصادی بازده نزولی به همراه دارد لذا لزوماً رشد اقتصادی به‌همراه نخواهد داشت. سرمایه تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد به‌طوری که با افزایش ۱٪ سرمایه رشد اقتصادی به میزان ۰/۶۳٪ افزایش می‌دهد. افزایش رشد اقتصادی به دلیل افزایش سرمایه به این دلیل است که در کشورهای درحال توسعه ظرفیت لازم برای ورود سرمایه‌گذاری در بخش تولید وجود دارد و می‌تواند رشد اقتصادی را بالا ببرد. همچنین مصرف انرژی رابطه مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی دارد و در بین سایر متغیرها بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دارد و افزایش ۱٪ در مصرف انرژی می‌تواند به میزان ۰/۹۳٪ رشد اقتصادی را بالا ببرد بنابراین وجود منبع انرژی عامل بسیار بااهمیتی در افزایش رشد اقتصادی است.

نتایج برآورد معادله مصرف انرژی در جدول (۹) گزارش می‌شود.

جدول ۹: نتایج برآورد معادله *LE* به روش GS2SLS

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال
WLE	۰/۰۵	۲/۷۰	۰/۰۰۷
LCO2	۰/۱۶	۶/۴۷	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۲۱	۳/۷۸	۰/۰۰۰
LEx	۰/۰۶	۳/۶۰	۰/۰۰۰
LIm	-۰/۱۱	-۲/۰۱	۰/۰۴۵
LUr	۰/۰۰۷	۲/۳۳	۰/۰۲۰
LK	۰/۰۱	۵/۱۷	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱/۰۱۲	۲/۶۶	۰/۰۰۸
$(Buse)R^2$	۰/۹۹		
$(Buse)R^2$ Adj	۰/۹۹		
Raw Moment R^2	۰/۹۹		
Raw Moment R^2 Adj	۰/۹۹		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در این معادله ضریب جمله سرریز انرژی مثبت و معنی‌دار است (۰/۰۵). این بدان مفهوم است که افزایش مصرف انرژی کشورهای مجاور منجر به افزایش معنی‌دار مصرف انرژی کشور میزبان می‌شود. به‌طوری‌که افزایش ۱٪ در مصرف انرژی کشورهای مجاور به میزان ۰/۰۵٪ بر مصرف انرژی کشور میزبان متأثر است. انتشار دی اکسید کربن تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد. رشد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

اقتصادی تاثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد رشد اقتصادی در مقایسه با سایر متغیرها بیشترین تأثیر را بر مصرف انرژی دارد. افزایش ۱٪ در رشد اقتصادی می‌تواند به میزان ۰/۲۱٪ مصرف انرژی را افزایش دهد. شهرنشینی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی دارد و با افزایش۱٪ شهرنشینی، مصرف انرژی ۰/۰۰۷٪ افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته سبری[1] و همکاران(۲۰۱۴) سازگار است. صادرات کالاهای صنعتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی دارد و با افزایش ۱٪ صادرات کالاهای صنعتی، میزان مصرف انرژی۰/۰۶٪ افزایش می‌یابد. تولید کالاهای صادراتی با مصرف انرژی بالایی همراه می‌باشد در سال‌های اخیر موج تقاضا برای تولید کالاهای صنعتی از طرف کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای درحال توسعه رو به افزایش است. واردات کالاهای صنعتی تأثیر منفی و معنی‌دار بر مصرف انرژی دارد به‌طوری که با افزایش ۱٪ واردات کالاهای صنعتی مصرف انرژی به میزان ۰/۱۱٪ کاهش می‌یابد. این بدان مفهوم است که واردات در صورتی که بتواند جایگزین محصولات تولیدی مشابه داخلی گردد به دلیل اینکه تولید آن‌ها با مصرف انرژی بالایی همراه است؛ می‌تواند مصرف انرژی را کاهش دهد. همچنین سرمایه نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر مصرف انرژی دارد، به‌گونه‌ای که با افزایش ۱٪ سرمایه، مصرف انرژی ۰/۰۱٪ افزایش می‌یابد.

نتایج برآورد معادله انتشار دی اکسید کربن در جدول (۱۰) گزارش می‌شود.

جدول ۱۰: نتایج برآورد معادله $LCO2$ به روش GS2SLS

متغیرهای توضیحی	ضریب	آماره t	احتمال
WLCO2	۰/۱۴	۴/۹۳	۰/۰۰۰
LE	۰/۱۸	۹/۰۲	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۰۱	۱/۷۶	۰/۰۸۱
LPs	-۰/۰۲	-۲/۱۶	۰/۰۳۲
LUr	۰/۰۱	۶/۴۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۲/۹۱	۱۶/۴۳	۰/۰۰۰
$(Buse)R^2$	۰/۹۶		
$(Buse)R^2$ Adj	۰/۹۶		
Raw Moment R^2	۰/۹۸		
Raw Moment R^2 Adj	۰/۹۸		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

ضریب جمله سرریز انتشار دی اکسید کربن مثبت و معنی‌دار است (۰/۱۴). به این مفهوم که افزایش ۱٪ در انتشار دی اکسید کربن کشورهای مجاور می‌تواند به میزان ۰/۱۴٪ در انتشار

1. Sebri (2014).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

دی اکسید کربن کشور میزبان متأثر باشد. رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. افزایش ۱٪ در رشد اقتصادی می‌تواند انتشار دی اکسید کربن را به میزان ۰/۰۱٪ افزایش دهد. بنابراین می‌توان گفت رشد اقتصادی تخریب محیط زیست را افزایش می‌دهد. نتایج به‌دست آمده با یافته‌های هالیچیوغلو [1] (۲۰۰۹) برای ترکیه، جایان تاکوماران و همکاران[2] (۲۰۱۲) برای دو کشور چین و هند، صبوری و سلیمانی[3] (۲۰۱۲) برای مالزی، عمری (۲۰۱۳) برای کشورهای منا مطابقت دارد. همان‌طور که انتظار می‌رود افزایش مصرف انرژی سبب افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌گردد به‌طوری‌که افزایش ۱٪ مصرف انرژی میزان انتشار دی اکسید کربن را ۰/۱۸٪ افزایش می‌دهد. بنابراین افزایش مصرف انرژی منجر به تخریب محیط زیست می‌گردد. متغیر شهرنشینی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. افزایش ۱٪ در شهرنشینی میزان انتشار دی اکسید کربن را ۰/۰۱٪ افزایش می‌دهد. ثبات سیاسی به‌عنوان شاخصی از حکمرانی خوب تأثیر منفی و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. افزایش ۱٪ در ثبات سیاسی می‌تواند انتشار دی اکسید کربن را به میزان ۰/۰۲٪ کاهش دهد. به این معنی که با افزایش ثبات سیاسی در کشورهای منتخب انتشار دی اکسید کربن کاهش می‌یابد که می‌تواند در بهبود کیفیت محیط زیست مؤثر باشد.

۶. نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی

از زمانی که رشد اقتصادی به‌عنوان هدف مطلوب جوامع قرار گرفت و نیز از زمان جایگزینی اقتصاد صنعتی به جای اقتصاد سنتی و درنتیجه بهره‌برداری بیشتر از انرژی؛ تخریب محیط زیست نیز مورد توجه طرفداران محیط زیست قرار گرفت. در پژوهش حاضر به مطالعه ارتباط و همبستگی میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست با استفاده از الگوی معادلات هم‌زمان پانل فضایی در کشورهای آسیایی در دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ پرداخته شده است. بررسی همبستگی فضایی این امکان را فراهم می‌کند که ارتباط و همبستگی میان متغیرها در شرایطی تحلیل گردد که ارتباط کشورها با یکدیگر در نظر گرفته شود. همچنین برای بررسی دقیق‌تر روابط مذکور متغیرهای کنترلی شامل سرمایه، نیروی کار، شهرنشینی، ثبات سیاسی، سهم صادرات و واردات صنعتی در الگو در نظر گرفته شده است.

نتایج این پژوهش حاکی از تأیید همبستگی فضایی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست است. به عبارتی دیگر، اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست به‌طور معنی‌داری وجود دارد و رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست در هر کشور به ترتیب تحت تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست کشور دیگر قرار می‌گیرد. ضمن اینکه کیفیت محیط زیست به‌طور فضایی همبستگی قوی‌تری نسبت به دو سری دیگر

1. Halicioglu (2009).
2. Jayanthakumaran et al. (2012).
3. Saboori & Sulaimani (2013).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

دارد. به عبارت دیگر، کشورهای آسیایی منتخب به‌طور معنی‌داری از شرایط محیط زیستی هم تأثیر می‌پذیرند، در مقایسه با شرایط اقتصادی.

از طرفی رشد اقتصادی و مصرف انرژی، رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست و مصرف انرژی و کیفیت محیط زیست ارتباط متقابل معنی‌دار دارند. این نتایج با مطالعات لائو و همکاران[1] (۲۰۱۱)، هالیچیوغلو (۲۰۰۹)، هزاره و همکاران[2] (۲۰۱۷)، نجاتی و همکاران (۱۳۹۸) و تقوایی و پارسا[3] (۲۰۱۵) سازگار است. ارتباط دوطرفه رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست بیانگر آن است که ضمن آنکه تولید بیشتر آلودگی بیشتر را به همراه دارد همچنین آلودگی اثرات مستقیم و غیر مستقیم مضر بر رشد اقتصادی از طریق افزایش مخارج درمان و کاهش بهره‌وری نیروی کار دارد. ارتباط دوطرفه رشد اقتصادی و مصرف انرژی نیز مورد تأیید است.

ثبات سیاسی به‌طور معنی‌داری منجر به افزایش کیفیت محیط زیست می‌شود. این نتیجه با مطالعهٔ احمدی‌نیاز و همکاران (۱۳۹۵) سازگار است. رشد شهرنشینی به دلیل ساختار نامطلوب شهرها منجر به کاهش کیفیت محیط زیست می‌گردد. این یافته با مطالعات فرانکو و همکاران[4] (۲۰۱۷) و وانگ و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است. سهم صادرات و واردات صنعتی به ترتیب منجر به افزایش و کاهش معنی‌داری مصرف انرژی می‌شوند. این یافته نشان می‌دهد تولید کالاهای صنعتی قابل صدور به افزایش بیشتر مصرف انرژی منجر می‌گردد. سوری و چاپمن (۱۹۹۸) نشان دادند که صادرات کالاهای صنعتی ساخته شده در اقتصادهای در حال توسعه به سمت کشورهای توسعه یافته رو به افزایش است. نکته جالب توجه آنکه، تقاضا برای این محصولات از این کشورها با نرخ بالایی در حال افزایش است و مشتری اصلی آن‌ها اقتصادهای توسعه یافته‌اند. اگر واردات کالاهای صنعتی به منظور جایگزینی آن‌ها با کالاهای مشابه تولید داخل (که با صرف انرژی بالایی تولید می‌شدند) باشد، افزایش در واردات کالاهای گفته‌شده، مصرف انرژی را کاهش خواهد داد. این یافته‌ها با مطالعه مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰) سازگار است. تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی منجر به افزایش معنی‌دار تولید می‌شود. این نتیجه بدان مفهوم است که در کشورهای در حال توسعه ظرفیت لازم برای ورود سرمایه گذاری در بخش تولید وجود دارد و می‌تواند رشد اقتصادی را بالا ببرد. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده تأثیر منفی و معنی‌دار نیروی کار بر رشد اقتصادی است. این نتیجه دلالت بر آن دارد که تکنولوژی در کشورهای در حال توسعه غالباً کاربر می‌باشد و استفاده بیشتر از نیروی کار در بسیاری از بخش‌های اقتصادی بازده نزولی به همراه دارد، لذا لزوماً رشد اقتصادی به همراه نخواهد داشت. این نتیجه با یافته‌های شهباز و همکاران(۲۰۱۱) و عمری (۲۰۱۳) مطابقت دارد.

بر طبق نتایج به دست آمده در بیان پیشنهادات می‌توان به این نکته اشاره کرد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی با محیط زیست ناسازگار هستند. مصرف انرژی به‌عنوان عامل ناسازگار با محیط

1. Lau et al. (2011).
2. Hezareh (2017).
3. Taghvaee & Parsa (2017).
4. Franco et al (2017).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]
[DOI: 10.22034/24.2.59]

زیست محسوب می‌شود. واضح است که مصرف انرژی با تولید دی اکسید کربن منجر به افزایش آلودگی محیط زیست می‌گردد. کاهش انتشار دی اکسید کربن منوط به اصلاح الگوی مصرف انرژی و جایگزین شدن انرژی‌های تجدیدپذیر به جای انرژی‌های فسیلی به طور هم‌زمان در کشورها است. سیاست‌گذاران باید راهکارهایی را در جهت کاهش مصرف انرژی اتخاذ کنند. باید افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های انرژی با رویکرد جلوگیری از اتلاف انرژی صورت گیرد و به دنبال منابع انرژی جایگزین نفت مانند انرژی خورشیدی و انرژی‌های نو و تجدیدپذیر برای کاهش انتشار دی اکسیدکربن بود. افزایش ثبات سیاسی(از فاکتورهای حکمرانی خوب) و بهبود ساختار نامطلوب شهرها می‌تواند به بهبود کیفیت محیطی زیست کشورها کمک کند. برای اتخاذ سیاست‌های کارآمد در مورد مسایل مربوط به تغییرات آب و هوایی، سیاستگذاران باید اثرات سرریز فضایی کشورها را در نظر بگیرند. کشورهای آسیایی منتخب به طور معنی‌داری از شرایط محیط زیستی هم تأثیر می‌پذیرند در مقایسه با شرایط اقتصادی. بنابراین کشورها می‌توانند در جهت بهبود مسائل زیست‌محیطی، برنامه‌های رشد و توسعه اقتصادی را با یکدیگر هماهنگ کنند. این همکاری‌ها همچنین می‌تواند به افزایش قدرت اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشورها در منطقه منجر گردد. این نتایج تجربی جدید به سیاست‌گذاران در طراحی سیاست‌های زیست‌محیطی و انرژی مناسب برای تحقق اهداف کشورهای آسیایی برای توسعه اقتصادی و پایداری کمک می‌کند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

References

Adams, S., Apio, A. & Klobodu, E. (2018). Renewable and non- renewable energy, regime type and economic growth. *Renewable energy, 125*, 755-767.

Ahmadi Niyaz, S. Zeinalzadeh, R. (2019). Study of Good Governance Effect on Environment Quality Index in Selected Developing Countries. *Journal of environmental science and technology, 4*, 165-177. [In Persian]

Apergis, N., payane, JE. (2016). Renewable and nan-renewable energy consumption- growth nexus: Evidence from a panel error correction model. *Energy Economics, 34*, 733-738.

Arbab, H. Emami Meibodi, A. Rajabi Ghadi, S. (2017). The relationship between renewable energy use and economic growth in OPEC countries. *Journal of Iranian Energy Economy, 23*, 29-56. [In Persian]

Asali, Mehdi. (2013). Analysis based on modeling and prediction: measurement of mutual effects of Economy, Energy and Environment. *Donya-e- eghtesad, 2892*. [In Persian]

Berndt E.R & Wood D.O. (1975). Technology, Prices and the Derived Demand for Energy. *The Review of Economics and Statistics, 3*, 259-268.

Corrado, S. Fingleton, B. (2012). Where is the economics in spatial econometrics?. *Journal of Regional Science, 52*, 210-239.

Dinda, S. and Coondoo, D. (2006). Income and Emissions: A Panel Based Cointegration Analysis. *Ecological Economics, 57*, 167-181.

Dogan E. (2016). Analyzinng the linkage between renewable and-renewable energy consumption and economic growth by considering structural break in time-series data. *Renew Energy, 99*, 1126-36.

Fotros, M., Maabodi, R. (2011). Air Pollution, Energy Consumption and Economic Growth in Iran. *Iranian Energy Economics, 1*(1), 189-211. [In Persian]

Fotros. M., Aghazadeh, A., Jabraili, S. (2012). Impact of Economic Growth on the Consumption of Renewable Energy: A Comparative Study of Selected OECD and Non-OECD (Including Iran) Countries. *Quarterly journal of economic research and policies, 19*, 81-98. [In Persian]

Franco, S. Mandla, VR, Rao, K. (2017). Urbanization, energy consumption and emissions in the Indian contex a review. *Renew. Sustain. Energy Rev, 71*, 898-907.

Gibbons, S. Overman, H. (2012). Mostly pointless spatial econometrics. *Journal of Regional Science, 52*, 172-191.

Grossman, G. M, Kruger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement, *Working Paper* No. 3914.

Halicioglu, F. (2009). An Econometric Study of co_2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey. *Energy Policy, 3*, 1156-1164.

Hezareh, reza, Shayanmehr, S., Darbandi, E., Scheffier, J. (2017). Energy Consumption and Environmental Pollution: Evidence from the Spatial Panel Simultaneous Equations Model of Developing Countries. *Southern Agricultural Economics Association*, 252818.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

IPCC, Climate Change. (2014). Synthesis Report Summary for policymakers.

Jayanthakumaran, K. Verma,R . Liu, Y. (2012). CO2 emissions, energy consumption, trade and income: a comparative analysis of China and India. *Energy Policy, 42*, 450-460.

Khan, S. Zhungzhuang Peng, Z., Li, Y. (2019). Energy consumption, Enviromental degradation, Economic growth and Financial development in globe: Dynamic Simultaneous equations panel analysis. *Energy Reports, 5*, 1089-1102.

Kelejian, H. H. Prucha, L. R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *J. Real Estate Finance Econ, 17*, 99-121.

Kohansal, M. Shayanmehr, S. (2017). The Interplay Between Energy Consumption, Economic Growth and Environmental Pollution: Application of Spatial Panel Simultaneous-Equations Model. *Journal of Iranian Energy Economy, 19*, 179-216. [In Persian]

Lamla, M. J. (2009). Long-run Determinants of Pollution: A Robustness Analysis. *Ecol. Econ, 69*, 135-144.

Lau, Evan. Hui Chye, Xiao. Choong, Chee- Keong. (2011). Energy- Growth Causality: Asian Countries Revisited. *International Journal of Energy Economics and Policy, 1*, 140-149

Magazzino, Cosimo. (2017). The relationship among economic growth, CO2 emissions, and energy use in the APEC countries: a panel VAR approach. *Environment Systems and Decisions, 37*, 353-366.

Mahdavi Adeli, M.H., Nazari, R. (2014). Economic Growth, Energy and Environmental: The Analysis of E3 Model in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 1*, 19-40. [In Persian]

Mehrara, M. Abrishmi, H. (2012). Non-linear effects of economic growth on energy consumption growth in OPEC member countries and BRIC countries using the threshold method. *Iranian Journal of Economic research, 17*, 177-204. [In Persian]

Mirza, F. M., Kanwal, A. (2017). Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Pakistan: Dynamic causality analysis. *Renew. Sustain. Energy Rev, 72*, 1233-1240.

Nahidi Amirkhiz, M. Rahimzadeh, F. ShokouhiFard, S. (2017). Study of the Relation among Economic Growth, Energy Using and Greenhouse Gas Emissions (Case study: Selected Countries of the OIC). *Journal of environmental science and technology, 3*, 13-26. [In Persian]

Najafi Alamdarloo, H. Mortazavi, S, Shemshadi Yazdi, K. (2013). Application of Spatial Econometrics in Agricultural Exports in ECO Members: Panel Data Approach.The *Economic Research (Sustainable Growth and Development), 13*(3), 41-67. [In Persian]

Neagu, O. (2019). The link between Economic Carbon Emissions in the European Union Countries: A Model Based on the Environmental Kuznets Curve (EKC) Approach. *Sustainability, 11*, 1-27.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

Nejat, K. and et. Al. (2015). A global review of energy consumption, CO2 emissions and policy in the residential sector (with an overview of the top ten CO2 emitting countries). *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 43*, 843-862.

Niko Iqbal, A., Akhtar, A. Kashani, M. (2012). Economic growth, energy consumption and carbon dioxide emissions, examining causality with a dynamic integrated approach. *Journal of Energy Economics Studies, 33*, 169-197. [In Persian]

Omri, A. (2013). CO2 Emissions, Energy consumption and Economic Growth Nexus in MENA countries: Evidence from Simultaneous Equations Model. *Energy Economics, 40*, 657-664.

Partridge, D. Boarnet, M. Brakman, S. (2012). Introduction: Whither spatial econometrics? *Journal of Regional Science, 52*, 167-171.

Radmehr, R. Rastegari Henneberry, S., Shayanmehr, S. (2021), Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Economic Growth Nexus: A Simultaneity Spatial Modeling Analysis of Eu Countries. *Structural Change and Economic Dynamic, 57*, 13-27.

Saboori, B. Sulaimani, J. (2013). Enviromental degradation, economic growth and energy consumption: Evidence of the environmental Kuznets curve in Malaysia. *Energy Policy, 60*, 892-905.

Samadi, A. (2012). Recent advances in Pauli cointegration tests. *The first international conference on econometrics, methods and applications*. Islamic Azad University, Sanandaj branch. [In Persian]

Sebri, Maamar. Ben-Sallha. (2014). On the causal dynamics between economic growth, renewable energy consumption, CO2 emissions and trade openness: Fresh evidence from BRICS countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 39*, 14-23.

Shafik, N. (1994). Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Oxford Economic Papers, 46*, 757-773.

Shagari, H. Ostadi, H. Kavoci, N. (2013). Analysis effect trade and financial openness on the government size in selection of OIC members. *Quarterly Journal of Development and Planning Economics, 1*, 67-83. [In Persian]

Shahbaz, M. Lean, H. (2011). Dose financial development increase energy consumption the rol of industrialization and urbanization in Tunisia. *Energy Policy, 41*, 473-479.

Shahbaz, M. Hoang, T. Mahalik, M. Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: new evidence from a nonlinear and asymmetric analysis. *Energy Econ, 63*, 199-212.

Suri, V. Chapman, D. (1998). Economic Growth, Trade and Energy: Implications for the Enviromental Kuznets Curve. *Ecological Economics, 25*, 195-208.

Taghvaee, V. M., Parsa, H. (2015). Economic growth and environmental pollution in Iran: Evidence from manufacturing and services sector. *Working Paper, 67885*.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

Tugcu, Can Tansel. Topcu, Mert. (2018). Total, renewable and non- renewable energy consumption and economic growth: Revisiting the issue with an asymmetric point of view. *Energy*, *152*, 64-74.

Wang, Y. Han, R, Kubota, J. (2016). Is there an Environmental Kuznets Curve for SO2 emissions? Asemi-parametric panel data analysis for China. Renewabal & Sustainable. *Energy Reviews*, *54*, 1182-1188.

Zafar, Muhammad. Shahbaz, Muhammad. Hou Fujun. (2019). From nonrenewable to renewable energy and its impact on economic growth: the role of research & development expenditures in Asia- Pacific Economic Cooperation countries. *Journal of Cleaner Production*, *212*, 1166-1178.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.2, Summer 2024, pp: 59-89

Economy, Energy and Environment (3E) Nexus in Selected Asian Countries An Application of Spatial Panel Simultaneous Equations Model[1]

Somayeh Azami[2]
Fatemeh Hosseini[3]
Kiomars Sohaili [4]

Received: 2023/07/17 Accepted: 2023/08/23

Introduction
The emission of greenhouse gases caused by fossil fuels and other human activities is a serious threat to many countries, which is more prevalent due to its nature and is noticeable in most regions of the world. In the last three decades, with the increase of greenhouse gases in the atmosphere, the air temperature is increasing, and it is expected that with the continuation of this trend, unfavorable changes will be made in the environment. According to the report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), in 2014, 76% of all greenhouse gases are composed of carbon dioxide. Therefore, it can be said that carbon dioxide emissions plays an important role in protecting the environment and sustainable development (Omari, 2013). Many studies have identified the factors affecting carbon dioxide emissions and its relationship with other economic, social and environmental factors in order to achieve sustainable development, among which, energy consumption and economic growth can be mentioned. Energy as a driving force plays an effective role in most production and service activities. On the other hand, energy consumption leads to air pollution due to carbon dioxide emissions. The purpose of this study is to examine economy, energy and environment nexus in Asian countries. It is noteworthy that Asian countries such as China, India, Japan, Iran, Saudi Arabia, and South Korea rank less than 10th in terms of carbon dioxide emissions among the countries of the world. The significance of these effects has an important message for environmental policymakers in solving environmental issues and climate change.

Methodology
This nexus is estimated in the time period of 2002-2018 in the form of Spatial Panel Simultaneous Equations Model (SPSEM) with the Generalized Spatial Panel Two Stage Least Squares (GS2SLS) method. It is tried to analyze this correlation by considering the influence of these countries. Therefore, Spatial Panel Simultaneous Equations Model is used to investigate the three-way communication of economy, energy and environment. The model of simultaneous

1. This article is drawn from the M.A. thesis Fatemeh Hosseini whose supervisor and advisor were Dr. Somayeh Azami and Dr. Kiomars Soheili, respectively.

2. Associate Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran (Corresponding Author): s.azami@razi.ac.ir.
3. M.A. student, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran. 69f.h.hoseiny@gmail.com
4. Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran. ksohaili@razi.ac.ir

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]

spatial panel equations makes it possible to analyze the correlation and relationship of economy, energy and environment by considering the influence of countries on each other and spatial spillover effects. In other words, the spatial correlation of countries in terms of economic growth is considered to be the spatial correlation of carbon dioxide emissions.

Findings
The results of this research confirm the spatial correlation of economic growth, energy consumption and environmental quality. In other words, the spatial spillover effects of economic growth, energy consumption, and environmental quality exist significantly, and economic growth, energy consumption, and environmental quality in each country are affected by the economic growth, energy consumption, and environmental quality of another country, respectively. In addition, the quality of the environment spatially has a stronger correlation than the other two series. In other words, selected Asian countries are significantly affected by environmental conditions compared to economic conditions.

On the other hand, economic growth and energy consumption, economic growth and environmental quality, and energy consumption and environmental quality have a significant mutual relationship. The two-way relationship between economic growth and environmental quality indicates that while more production brings more pollution, pollution has direct and indirect harmful effects on economic growth through increasing treatment costs and reducing labor productivity. The two-way relationship between economic growth and energy consumption is also confirmed.

Political stability significantly leads to an increase in environmental quality. The growth of urbanization leads to a decrease in environmental quality due to unfavorable structure of the cities. The share of industrial exports and imports leads to a significant increase and decrease in energy consumption, respectively.

Discussion and Conclusion
According to the results obtained, it can be pointed out that energy consumption and economic growth are incompatible with the environment. It is clear that energy consumption with carbon dioxide emissions leads to an increase in environmental pollution. The reduction of carbon dioxide emissions depends on the modification of the energy consumption pattern and the replacement of renewable energies instead of fossil energies simultaneously in the countries. Policymakers should adopt strategies to reduce energy consumption. There should be an increase in investment in energy infrastructure with the approach of preventing energy waste and looking for alternative energy sources such as solar energy and new and renewable energies to reduce carbon dioxide emissions. In order to adopt effective policies on climate change issues, policy makers must consider the spatial spillover effects of countries. These new empirical results will help policymakers in Asian countries to design appropriate environmental and energy policies to meet the goals for economic development and sustainability.

Keywords: Economic Growth, CO2 Emission, Energy Consumption, Simultaneous Equations, Spatial Model
JEL Classification: Q01, Q56

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-08-05]

[DOI: 10.22034/24.2.59]