رابطه بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیط‌زیست درکشورهای منتخب منا

مهسا کلانترزاده[۱] ، فاطمه زندی [۲] *، محمد خضری [۲] و بیژن صفوی [۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۵/۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۹/۱۳

چکیده

در روند حرکت جهانی به سوی توسعه پایدار توجه به آسیب‌های زیست‌محیطی ناشی از بخش انرژی، امری ضروری بشمار می‌رود. بخش انرژی، با وجود ایفای نقش اساسی در فرآیند توسعه اقتصادی موجب نشر آلاینده‌های گوناگون زیست‌محیطی نیز می‌شود که بخش عمده گازهای آلاینده و گلخانه‌ای منتشر شده در جهان به صورت گاز دی‌اکسیدکربن و ناشی از سوخت‌های فسیلی حاصل از گسترش توسعه صنعتی و حمل و نقل است. از سوی دیگر، گسترش بخش حمل و نقل از الزمات رشد اقتصادی است و بدون توسعه زیرساخت‌های بخش حمل و نقل، رشد مداوم و مستمر اقتصادی ممکن نیست. بنابراین، حمل و نقل یک عامل مهم و تأثیرگذار برای توسعه اقتصادی بشمار می‌رود و نقش آن در فعالیت‌های تولیدی و مبادلات تجاری بین کشورها ضروری است. در این مطالعه، هدف بررسی ارتباط بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیط‌زیست در کشورهای منتخب منا در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۶ با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که با وجود تأثیر مثبت محیط‌زیست بر رشد اقتصادی و حمل و نقل، آلودگی زیست‌محیطی نیز در فرآیند رشد اقتصادی و حمل و نقل افزایش می‌یابد. هم‌چنین، با وجود تأثیر مثبت حمل و نقل بر رشد اقتصادی، رشد اقتصادی نیز حمل و نقل را افزایش می‌دهد. لذا، پیشنهاد می‌شود تأثیرات زیست‌محیطی و اجتماعی حمل و نقل مورد توجه قرار گیرد. هم‌چنین،کشورها مجموعه‌ای از ابزارهای اقتصادی، مالی، تنظیم مقررات نظارتی و تکنولوژیکی را برای کنترل عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی نظیر حمل و نقل، مصرف انرژی و انتشار گازهای آلاینده بکار گیرند.

طبقه‌بندی JEL: Q53,Q56,R49.

واژه‌های کلیدی: انتشار CO_2، توسعه پایدار، حمل و نقل، سیستم معادلات هم‌زمان، کشورهای منا.

[۱]- دانشجوی دکترای علوم اقتصادی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

[۲]- استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

*- نویسنده مسئول مقاله: f_zandi@azad.ac.ir

پیش‌گفتار

در دهه‌های اخیر وابستگی کشورها به حمل و نقل و ارتباطات به گونه‌ای فزاینده افزایش یافته است. به گونه‌ای‌که تجارت بین‌الملل، امنیت انرژی و رفاه تا حد زیادی به عملکرد آن‌ها بستگی دارد. از این‌رو، بررسی اثر حمل و نقل بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند رشد اقتصادی و محیط‌زیست و هم‌چنین، اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر حمل و نقل در سیاست‌گذاری‌های رشد اقتصادی و حمل و نقل، مهم و ضروری بنظر می‌رسد. ارتباط میان حمل و نقل و رشد اقتصادی به یک موضوع بسیار مهم در سطح ملی و جهانی تبدیل شده است. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که رشد اقتصادی عامل اصلی توسعه اقتصادی هر کشور است. افزون بر این، بررسی نقش حیاتی حمل و نقل بر رشد اقتصادی موضوع بسیاری از مطالعات تجربی بوده است (Kim, 2002؛ Fedderke *et al*., 2006). بخش حمل و نقل، با فراهم کردن زیرساختی که امکان جابه جایی آسانتر افراد و کالاها را فراهم می‌کند رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد و توسعه انسانی، اقتصادی و اجتماعی را در پی دارد (Goetz, 1992). بهبود زیرساخت‌های حمل و نقل به افراد اجازه می‌دهد تا به خدمات آموزشی، بهداشتی و اشتغال دسترسی پیدا کنند. ارتباط حمل و نقل و رشد اقتصادی در توسعه پایدار در سراسر جهان موردتوجه است و دست‌یابی به اهداف توسعه پایدار، بدون توسعه پایدار حمل و نقل دست‌یافتنی نیست (Sousa *et al*., 2015). به بیانی دیگر، توسعه بخش حمل و نقل می‌تواند با ایجاد امکانات برای توزیع صحیح و سریع تولیدات داخلی کشورها، زمینهٔ افزایش تولیدات را فراهم نماید. با توجه به این موضوع توسعه بخش حمل و نقل برای تسهیل گردش افراد، کالا و خدمات در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های توسعه همه کشورها در اولویت قرار دارد (Baker *et al*., 2015).

از سوی دیگر، یک عامل مؤثر در انتشار گازهای گلخانه‌ای، بخش حمل و نقل است. با این وجود، چالش‌های عمده‌ای در ارتباط با تأثیرات زیست‌محیطی حمل و نقل وجود دارد. Sorrell *et al*. (2009) بیان می‌کنند که حمل و نقل به گونه‌ای مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست تأثیر می‌گذارد. در واقع حمل و نقل از بزرگ‌ترین مصرف‌کنندگان انرژی فسیلی است که به طور معناداری در انتشار گازهای گلخانه‌ای تأثیرگذار است. به طور کلی سوخت‌های فسیلی حدود ۹۵ درصد از کل مصرف انرژی در بخش حمل و نقل جهانی را تشکیل می‌دهند. از سوی دیگر، مصرف انرژی در بخش حمل و نقل حدود ۲۷ درصد از تقاضای جهانی انرژی و حدود ۲۲ درصد از کل انتشار دی‌اکسید کربن را شامل می‌شود هم‌چنین، کشورهای منطقه منا دارای بیش از نیمی از ذخایر نفت‌خام و بیش از یک سوم از گاز طبیعی جهان هستند (International Energy Agency, 2012).

بر اساس گزارش Petroleum (2017) انتظار می‌رود مصرف انرژی سرانه کشورهای حوزه خاورمیانه تا سال ۲۰۵۰ سه برابر شود و مصرف انرژی فسیلی نیز برای کشورهای آفریقای شمالی روند افزایشی داشته باشد، در حالی‌که حمل و نقل بیش‌ترین مصرف انرژی را در کشورهای موردبحث به خود اختصاص داده است (Economic and Social Commission for Western, 2014). حمل و نقل سریع‌ترین بخش درحال رشد در کل جهان از نظر مصرف انرژی و انتشار CO_2 و به عنوان سخت‌ترین بخش برای کاهش انتشار CO_2 است. از این رو، کاهش سهم انتشار CO_2 از بخش حمل و نقل یک چالش عمده در دستیابی به اهداف مقابله با تغییرات آب و هوایی است (Yang *et al*., 2015). ارتباط بین عملکرد محیط‌زیست و رشد اقتصادی نیز یکی از موضوعات مهم و قابل‌بررسی در کشورهای گوناگون است. عملکرد محیط‌زیست به عنوان یک عامل کمی در کنترل آلودگی‌ها و پیامدهای مدیریت منابع طبیعی ابزار قدرتمندی را برای بهبود مدیریت، سیاستگذاری، تصمیم‌گیری‌ها و تعیین راهبردهای محیط‌زیست فراهم می‌کند.

کشورهای منطقه منا از جمله همه اعضای شورای همکاری خلیج فارس (بحرین، کویت، عمان، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی) جزو کشورهای منتخب مورد مطالعه می‌باشند. قطر، عربستان سعودی، کویت و امارات متحده عربی نیز اعضای برجسته اوپک بشمار می‌روند. با این حال، شش کشور عضو شورای همکاری خلیج فارس جزو ۲۵ کشور با انتشار سرانه CO_2 بالا قرار دارند و در حدود ۲/۴ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از رشد اقتصادی، متعلق به این گروه از کشورها می‌باشد (International Energy Agency, 2012). هم‌چنین، در ارزیابی صورت گرفته برای ۵۸ کشور در سال ۲۰۱۳ کشورهای ایران و عربستان سعودی، رتبه‌های نخست را در انتشار CO2 کسب کردند (Magazzino, 2016). رشد اقتصادی از راه گسترش مصرف انرژی، حمل و نقل و استفاده از سایر نهاده‌ها منجر به افزایش انتشار CO_2 می شود. از سوی دیگر، با ورود متغیر CO_2 در توابع رشد (بویژه تابع رشد نئوکلاسیک) این متغیر بسته به سطح توسعه‌یافتگی کشورها، می‌تواند تأثیرات مثبت یا منفی بر رشد اقتصادی کشورها داشته باشد.

فراهم‌ساختن زیرساخت‌های کارآمد، قابل اعتماد و مقرون به صرفه برای رشد اقتصادی ضروری است. هم‌چنین، زیرساخت‌های حمل و نقل به طور خاص، برای رفاه کشورها بسیار حیاتی است. در ابتدا ساکنان را با اشتغال، خدمات عمومی، خرید و یا شبکه‌های اجتماعی و کسب و کار به کارگران، مصرف‌کنندگان و تأمین‌کنندگان ارتباط می‌دهد. توسعه زیرساخت‌های حمل و نقل می‌تواند بهره‌وری نهاده‌های حمل و نقل و تولید منطقه را افزایش دهد که برای سرمایه‌گذاران جذاب‌تر خواهد بود (Pradhan and Bagchi, 2013). افزون بر این، حمل و نقل بر رشد اقتصادی از راه تقاضای کل تأثیر می‌گذارد. بخش حمل و نقل هم‌چنین، جزء مهمی از جامعه مدرن و کلید رشد اقتصادی پایدار در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه است. حمل و نقل از امور زیربنایی و یکی از اجزای مهم چرخه تولید – مصرف بشمار می‌رود. در فرآیند رشد اقتصادی، نقش بسیار مهم و تأثیرگذاری دارد، ضمن آنکه خود نیز از فرآیند رشد و توسعه اقتصادی تأثیرپذیر است (Pradhan, 2010). در ادبیات اقتصادی به نقش حمل و نقل در کاهش هزینه، افزایش بهره‌وری، افزایش سرعت رسیدن کالا به دست مصرف‌کنندگان و گسترش بازار، به عنوان کانال‌های مؤثر حمل و نقل بر رشد اقتصادی اشاره شده است (Phang, 2003). کاهش هزینه‌های انتقال کالا و خدمات، نقش مهمی را در کاهش تفاوت‌های منطقه‌ای و بهبود رقابت‌پذیری مناطق از راه تجارت و جابجایی عوامل تولید ایفا می‌کند. حمل و نقل هم‌چنین، کارایی تولید و توزیع فرآیندهایی که فرصت‌های صرفه‌های اقتصادی را ایجاد می‌کند، بهبود و به افزایش تخصص و تغییرات منطقی سیستم و کاهش هزینه‌ها منجر می‌شود. در نهایت، این مجموعه از اثرات مثبت به ارتقاء رشد اقتصادی منجر می‌شود (Short and Kopp, 2005). از سوی دیگر، با افزایش رشد اقتصادی، نیاز به افزایش حمل و نقل برای مازاد ایجاد شده تولید وجود خواهد داشت. از همین‌رو، در ادبیات اقتصادی بررسی رابطه حمل و نقل و رشد اقتصادی به صورت دو سویه نیز بررسی شده است.

در چند دهه اخیر ارتباط بین حمل و نقل و رشد اقتصادی موضوع مطالعه بسیاری از پژوهشگران در اقتصادهای گوناگون بوده است. Yao (2005) به مطالعه رابطه بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری با استفاده از آزمون علیت گرنجر و سیستم خودرگرسیون برداری (VAR) پرداخت. نتایج حاکی از آن است که رابطه دو طرفه‌ای بین حمل نقل، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری وجود دارد. Marazzo *et al.* (2010) به بررسی رابطه تقاضای حمل و نقل و رشد اقتصادی در دوره ۲۰۰۶–۱۹۶۶ در برزیل پرداختند. نتایج نشان داد که ارتباط مثبت و معناداری بین حمل و نقل و رشد اقتصادی وجود دارد. Pradhan and Bagchi (2013) به مطالعه تأثیر زیرساخت‌های حمل و نقل بر رشد اقتصادی کشور هند با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) در دوره ۲۰۱۰–۱۹۷۰ پرداختند. نتایج حاکی از برقرای رابطه مثبت بین حمل و نقل و رشد اقتصادی است. Beyzatlar *et al.* (2014) به مطالعه رابطه

رشد اقتصادی و حمل و نقل با استفاده از مجموعه داده‌های پانلی در کشورهای اتحادیه اروپا در دوره ۲۰۰۸ –۱۹۷۰ پرداختند. نتایج حاکی از برقراری رابطه دو سویه بین حمل و نقل و رشد اقتصادی است. نمونه‌هایی از رابطه یک طرفه نیز برای کشورهایی با کم‌ترین درآمد سرانه در سال ۱۹۷۰ و یا در سال ۲۰۰۸، از جمله پرتغال، یونان و ایتالیا مشاهده شده است. Saidi *et al*. (2018) به مطالعه تأثیر مصرف انرژی حمل و نقل و زیرساخت‌های حمل و نقل بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانل در کشورهای منطقه منا[1] (خاور میانه و شمال آفریقا) در دوره ۲۰۰۰–۲۰۱۶ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که مصرف انرژی حمل و نقل به طور قابل توجهی باعث افزایش رشد اقتصادی شده است. همچنین، زیرساخت‌های حمل و نقل دارای اثر مثبتی بر رشد اقتصادی است. Babazadeh *et al*. (2009) به مطالعه رابطه سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل و رشد اقتصادی مبتنی بر رهیافت هم‌انباشتگی در دوره ۱۳۸۴–۱۳۳۸ پرداختند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل دارای تأثیر مثبت و معناداری در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی است. Abunoori and Hamedani (2010) به مطالعه بررسی رابطه بین تقاضای بنزین و گازوییل در ناوگان حمل و نقل و رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش‌های تخمین الگوی VAR و آزمون علیت گرنجر و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و مدل تصحیح خطا در دوره ۱۳۸۳–۱۳۴۵ پرداختند. نتایج حاصل حاکی از یک رابطه بلندمدت بین مصرف سالیانه بنزین و تولید ناخالص داخلی است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر نیز در کوتاه‌مدت نشان دهنده یک رابطه علی یک‌سویه از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف بنزین می‌باشد، اما هیچ‌گونه رابطه علی دوسویه‌ای بین مصرف سالیانه گازوییل و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر را تأیید می‌کند. بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و مصرف سالیانه بنزین و مصرف سالیانه گازوییل براساس آزمون یوهانسون در بلندمدت رابطه وجود دارد. Pahlavani *et al*. (2014) به بررسی مقدار تأثیر توسعه زیرساخت‌های حمل و نقل بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل داده‌های تابلویی برای استان‌های منتخب ایران در دوره ۱۳۹۰–۱۳۷۹ پرداختند. نتایج نشان دادند متغیر شاخص زیرساخت حمل و نقل بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد.

Ghaderi *et al*. (2016) به بررسی رابطه بین حمل و نقل، رشد اقتصادی، تشکیل سرمایه و نیروی کار در در دوره ۱۳۹۱–۱۳۷۱ پرداختند. مهم‌ترین تفاوت این مطالعه نسبت به سایر مطالعات پیشین استفاده از روش شبکه عصبی موجک و رویکرد غیرخطی در تبیین ارتباط بین متغیرهای موجود است. نتایج نشان دادند رابطه یک‌سویه از حمل و نقل به رشد اقتصادی وجود دارد.

از سوی دیگر، بخش حمل و نقل با توجه به مصرف بخش بزرگی از انرژی مصرفی در جهان، نقش زیادی در انتشار گازهای گلخانه‌ای دارد (Benaysa *et al*., 2014). عمدتاً برای توضیح اثر حمل و نقل بر انتشار گازهای گلخانه‌ای از کانال مصرف انرژی استفاده می‌شود.

Mayer and Kent (2007) ارتباط بین مصرف انرژی ناشی از حمل و نقل و تخریب محیط‌زیست را به این صورت بیان می‌کنند که هر چند پس از انقلاب صنعتی بویژه در دهه‌های اخیر با استفاده بیش‌تر از انرژی، متوسط بهره‌وری عوامل تولید افزایش یافته است، اما استفاده از انرژی به خاطر تأثیرات آلوده‌کننده‌اش باعث تخریب بیش از بیش محیط‌زیست شده است تا حدی که بخش انرژی را بیش‌ترین سهام‌دار تغییر در شرایط محیط‌زیست می‌دانند. لذا، می‌توان عنوان کرد سیاست انرژی و سیاست محیط‌زیست رابطه‌ای تنگاتنگ با یکدیگر دارند. از سوی دیگر، توزیع

[1] -Middle East & North Africa

کالاهای وارداتی به یک کشور نیازمند شبکه حمل و نقل برای توزیع واردات است و این شبکه حمل و نقل به وسیله انرژی سوخت‌گیری می‌کند. هم‌چنین، کالاهای وارداتی بسته به ترکیب کالاها می‌تواند بر مصرف انرژی اثر بگذارد. کالاهای وارداتی بادوام مانند اتومبیل، یخچال و غیره کاربران بزرگ انرژی هستند و افزایش در این نوع از کالاهای وارداتی تقاضا برای انرژی را افزایش خواهد داد، افزایش مصرف انرژی نیز به نوبه خود بر مقدار تولید CO_2 به صورت مثبتی تأثیر می‌گذارد (Sadrosky, 2011). مطالعات متعددی در ارتباط با حمل و نقل و انتشار گازهای آلاینده در سطح جهانی انجام شده است. Schipper *et al*. (1997) به بررسی شیوه‌های بکار رفته در بخش حمل و نقل برای ۱۰ کشور صنعتی در دوره ۱۹۹۲-۱۹۷۳ پرداختند. هدف این مطالعه، شناسایی تأثیر نسبی فعالیت، ساختار و شدت انرژی بخش حمل و نقل در افزایش مصرف انرژی در این کشورها است. براساس نتایج بدست آمده با افزایش حمل و نقل مقدار مصرف انرژی و انتشار کربن ناشی از آن افزایش می‌یابد. Banister and Stead (2002) به بررسی رابطه بین حمل و نقل، رشد اقتصادی، انتشار کربن و تأثیر آنها بر محیطزیست پرداختند. نتایج حاکی از آن است که رابطه حمل و نقل و رشد اقتصادی به گونه قابل‌توجهی باعث افزایش تقاضای انرژی و انتشار کربن شده است. He *et al*. (2013) به بررسی تأثیر ساختار انرژی، شدت انرژی، ارزش تولیدی هر واحد ترافیک، شدت حمل و نقل، رشد اقتصادی و اندازه جمعیت بر مقدار انتشار CO_2 پکن در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج حاکی از آن است با افزایش رشد اقتصادی مقدار انتشار CO_2 در بخش حمل و نقل نیز افزایش می‌یابد. Saboori *et al*. (2014) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی در بخش حمل و نقل، انتشار CO_2 و رشد اقتصادی در کشورهای OECD با استفاده از داده‌های سری زمانی و در در دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که، رابطه دو سویه بلندمدت معنادار و مثبت بین انتشار CO_2، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در بخش حمل و نقل در تمام کشورهای عضو OECD وجود دارد. Shahbaz *et al*. (2015) به بررسی رابطه بین حمل و نقل و انتشار CO_2 در کشور تونس در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰ با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (VECM) پرداختند. براساس نتایج بدست آمده، حمل و نقل باعث افزایش انتشار CO_2 شده است. هم‌چنین، رابطه دو سویه مثبتی بین حمل و نقل و انتشار CO_2 وجود دارد.

Yang *et al*. (2015) به بررسی تأثیر عوامل اجتماعی- اقتصادی، شکل شهری و توسعه حمل و نقل بر مقدار انتشار CO_2 در بخش حمل و نقل در چین براساس یک مدل ثابت دو سویه در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج نشان دادند توسعه حمل و نقل تأثیر مثبت و معناداری بر مقدار انتشار سرانه CO_2 در بخش حمل و نقل دارد. Pablo-Romero *et al*. (2017) به بررسی رابطه رشد اقتصادی و حمل و نقل با مصرف انرژی حمل و نقل در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۵ پرداختند. براساس نتایج بدست آمده، کشش استفاده از انرژی حمل و نقل با توجه با ارتباطی که با ارزش‌افزوده ناخالص سرانه دارد از آستانه نسبت به مصرف انرژی حمل و نقل کاهش می‌یابد، اما نقطه عطفی در بهبود کیفیت محیطزیست نیست.

Alshehry and Belloumi (2017) در پژوهشی به بررسی رابطه بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و انتشار CO_2 در بخش حمل و نقل کشور عربستان سعودی با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی و آزمون علیت گرنجر در دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداختند. براساس نتایج، رابطه دو سویه و مثبتی بین مصرف انرژی در بخش حمل و نقل و انتشار CO_2 حاصل از آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد.

Saleem *et al*. (2018) در پژوهشی دیگر به بررسی اثر حمل و نقل، تقاضای انرژی، جریان کمک دوجانبه، تراکم جمعیت بر تخریب محیطزیست در یک گروه (۱۱ کشور) در دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۵ پرداختند. نتایج نشان دادند حمل

و نقل رابطه‌ای مثبت با انتشار گازهای گلخانه‌ای در این گروه از کشورها دارد. DelAngizan *et al*. (2014) به بررسی اثر تغییر قیمت سوخت (بنزین، نفت، گاز) با استفاده از روش کمترین مربعات پای‌دار (RLS) بر مقدار تولید گازهای گلخانه‌ای در بخش حمل و نقل طی دوره‌ی ۱۳۹۲-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج نشان دادند که با افزایش سهم سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل به کل سرمایه‌گذاری، مقدار انتشار آلاینده‌ها به گونه‌ای معنادار افزایش یافته است. Mousavi and Safarzadeh (2014) به بررسی تأثیر سیاست‌های زیست‌محیطی بر ارزش‌افزوده بخش حمل و نقل با استفاده از روش سری‌های زمانی ساختاری که از الگوریتم کالمن فیلتر استفاده می‌کند در دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت بین رشد قیمت سایه‌ای آلاینده‌های زیست‌محیطی در بخش حمل و نقل و رشد ارزش‌افزوده این بخش رابطه معکوسی وجود دارد.

هم‌چنین، در زمینه ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست، مطالعات بسیاری صورت گرفته است که از مشهورترین آن‌ها می‌توان به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس اشاره کرد. مفهوم منحنی زیست‌محیطی کوزنتس، بر گرفته از ایده کوزنتس در زمینه وجود رابطه U شکل بین درآمد سرانه و کیفیت محیط‌زیست است. به گونه پیش‌فرض، ارتباط بین در آمد و آلودگی به صورت یک رابطه علیت یک‌طرفه از درآمد به آلودگی در نظر گرفته می‌شود. اعتبار این پیش‌فرض اکنون مورد سؤال است. ادعا می‌شود که ماهیت و جهت علیت ممکن است از کشوری به کشور دیگر متفاوت باشد. چنانچه در فرایند تولید، دی‌اکسید کربن نیز تولید شود، ممکن است رشد اقتصادی پیرو انتشار کربن باشد تا این‌که مقدم بر آن باشد. بنابراین، وجود انتشارکربن به عنوان یک پیامد خارجی می‌تواند جهت علیت از انتشار کربن به رشد اقتصادی را سبب شود (Soyates *et al*., 2007). از سوی دیگر، ارتباط بین انتشار کربن و رشد اقتصادی را می‌توان با قراردادن مقدار آلودگی (انتشار کربن) در مدل رشد اقتصادی و در کنار عوامل سنتی ارائه‌شده در مدل‌های رشد درونزا و نئوکلاسیک، بررسی کرد. از این دیدگاه، کیفیت محیط‌زیست می‌تواند به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده رشد عمل کند. بنابراین، بهبود درکیفیت محیط‌زیست منجر به رشد اقتصادی بالاتر بویژه در کشورهای توسعه‌یافته می‌شود (Lau *et al*., 2014). از جمله مطالعات صورت‌گرفته دیگر می‌توان به Zhang and Lin (2012) اشاره کرد. آن‌ها به بررسی تعیین عوامل اصلی تخریب محیط‌زیست با استفاده از مدل‌های اثرات ثابت و روش رگرسیون خطی تعمیم‌یافته کم‌ترین مربعات در دوره ۲۰۰۵ – ۱۹۹۵ پرداختند. براساس نتایج، انتشار گاز دی‌اکسید کربن به عنوان شاخص تخریب محیط‌زیست، به گونه مثبت به تراکم جمعیت، تولید ناخالص داخلی، تولید صنعتی و مصرف انرژی وابسته است. هم‌چنین، Jayanthakumaran *et al*. (2012) به بررسی ارتباط بین تخریب محیط‌زیست، تجارت، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در چین و هند با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی طی دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۷۱ پرداختند. براساس نتایج بدست آمده، سطح بالای انتشار دی‌اکسیدکربن به گونه منفی و معناداری مقدار تولید دو کشور را تحت تاثیر قرار داده است. در ادامه Apergis and Payne (2014) برای هفت کشور آمریکای مرکزی از روش کم‌ترین مربعات معمولی (OLS) اصلاح‌شده و مدل تصحیح خطای برداری براساس آزمون علیت گرنجر در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ استفاده کردند. نتایج نشان دادند که انرژی و عوامل اقتصادی بر مقدار انتشار CO_2 تأثیرگذار است. هم‌چنین، یک علیت مثبت بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست وجو دارد. Farhani *et al*. (2014) نیز به بررسی رابطه پویای بین انتشار گاز CO_2، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و تجارت در تونس با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها نسبت به هم‌انباشتگی و روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج یک رابطه دوجانبه بین متغیرها در بلندمدت و سه رابطه علی گرنجر یک‌سویه از تولید ناخالص داخلی، مربع تولید ناخالص داخلی، و مصرف انرژی به سوی انتشار CO_2 در کوتاه‌مدت را نشان داد. Magazzino (2015)

به بررسی رابطه بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در اسرائیل در دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۱ پرداخت. نتایج نشان دادند که تولید ناخالص داخلی در اسرائیل هم مصرف انرژی و هم انتشار CO_2 را افزایش می‌دهد. Magazzino (2016) به بررسی ارتباط بین انتشار CO_2، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پانل (Panel VAR) در ۱۰ کشور خاورمیانه در دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۱ پرداخت. برای شش کشور شورای همکاری خلیج فارس (GCC) براساس نتایج بدست آمده، با افزایش مصرف انرژی، انتشار گاز دی‌اکسید کربن افزایش یافته است، در حالی که اثر رشد اقتصادی منفی است. برای کشورهای غیرعضو شورای همکاری خلیج فارس (N-GCC) تأثیر انتشار CO_2 و مصرف انرژی بر رشد اقتصادی ضعیف است.

Rehman and Rashid (2017) به بررسی رابطه مصرف انرژی و تخریب محیطزیست برای کشورهای آسیایی پرداختند. نتایج نشان دادند سطح مصرف انرژی تمایل به افزایش تخریب محیطزیست دارد. هم‌چنین، رابطه دو سویه‌ای نیز بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی وجود دارد. Pata (2018) به بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت پویا بین رشد اقتصادی، انتشار CO_2، توسعه مالی و شهرنشینی در ترکیه با استفاده از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی در دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۴ پرداخت. نتایج حاکی از آن است که رشد اقتصادی، توسعه مالی و شهرنشینی باعث کاهش تخریب محیطزیست شده است. Khan *et al*. (2019) به بررسی رابطه توسعه مالی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن برای ۱۹۳ کشور با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج نشان دادند که توسعه مالی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن دارای تأثیر مثبت بر یکدیگر هستند. Mahdavi Adeli and Nazari (2014) به بررسی مدل (رشد اقتصادی، انرژی و محیط زیست)E3 در ایران با استفاده از روش GMM در دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۳ پرداختند. نتایج نشان دادند اثر مصرف انرژی و آلودگی محیطزیست بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. هم‌چنین، رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر آلودگی محیط زیست در ایران دارد. Ahmadian *et al*. (2017) به بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیطزیست در منتخبی از کشورهای درحال توسعه (شامل۳۲ کشور) با استفاده از روش پانل پویا مبتنی بر روش GMM در دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۳ پرداختند. نتایج نشان داد رابطه مثبت و معناداری میان رشد اقتصادی و تخریب محیطزیست (کاهش کیفیت محیطزیست) وجود دارد. به این معنا که افزایش شاخص تخریب محیط زیست، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. در ضمن، نتایج آزمون تودا-یاماموتو نیز نشان دادند رابطه یک سویه از شاخص تخریب محیط زیست به رشد اقتصادی وجود دارد. بنابر آنچه بیان شد، در یک جمع بندی می‌توان بیان داشت که:

رابطه بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیطزیست به این صورت قابل‌بررسی است که حمل و نقل به عنوان زیرساختی برای فعالیت‌های اقتصادی منجر به افزایش ظرفیت تولید و بهره‌وری منابع تولید می‌شود که البته، در کنار این مزایای مثبت برای رشد اقتصادی، اثرات منفی بر کیفیت محیطزیست از راه افزایش انتشار CO_2 نیز خواهد داشت. از طرفی رشد اقتصادی نیز با وجود اثرات رفاهی آن، تأثیراتی شبیه به حمل و نقل بر کیفیت محیطزیست دارد. هم‌چنین، براساس آنچه بیان شد تأثیر انتشار CO_2 بر رشد اقتصادی محل بحث هست و علامت نهایی آن منوط به بررسی تجربی این موضوع است. از سوی دیگر، تاکنون در مطالعات صورت گرفته داخلی بررسی هم‌زمان تأثیرات متقابل حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیطزیست صورت نگرفته است و مطالعات انجام‌شده تنها بر یک بخش از سه حوزه مورد بررسی تمرکز داشته‌اند. این مطالعه با رویکردی هم‌زمان اثرات متقابل این سه بخش را موردبررسی قرار

می‌دهد. پس در این راستا، مطالعه حاضر با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان[1] و درونزا در نظرگرفتن متغیر حمل و نقل به بررسی ارتباط بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیط‌زیست در کشورهای منتخب منا در دوره زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۶ می‌پردازد.

روش پژوهش

مدل تجربی مورداستفاده در این پژوهش، مدل سیستم معادلات هم‌زمان است. معادلات سیستمی از آن‌جا که به لحاظ ساختاری متفاوت با رگرسیون‌های چند متغیره هستند، ممکن است تأمین‌کننده فروض کلاسیک حاکم بر رگرسیون‌های چند متغیره نباشند. برای مثال یکی از مشخصه‌های معادلات سیستمی این است که متغیر وابسته در یک معادله به عنوان متغیر توضیحی ممکن است با جمله پسماند معادله‌ای که در آن به‌عنوان متغیر توضیحی وارد شده است، همبسته باشد و همبسته‌بودن متغیر توضیحی با جمله پسماند در یک معادله، فرض کلاسیک cov(xi,ui)=0 را نقض می‌کند. در چنین شرایطی برآوردگرهای کم‌ترین مربعات معمولی نه تنها دارای اریب هستند، بلکه ناسازگار هم هستند به بیان دیگر، برآوردهای بالا، صرفنظر ازحجم نمونه (به هر اندازه که بزرگ باشد) هیچ‌گاه به مقادیر حقیقی نخواهد گرایید (Gujarati, 1995). این مدل با استناد به مطالعه Saidi and Hammami (2017) و مطالعات مشابهی همچون: Chi and Baek (2013) و Omri *et al*. (2015) و Magazzino (2016) و Listiono (2018) ارائه شده است. مدل اولیه که فرم تبعی آن به صورت تابع کاب- داگلاس (معادله۱) است به صورت زیر می‌باشد:

$$GDP_t = AEC_t^{\alpha_1} FT_t^{\alpha_2} CO_{2t}^{\alpha_3} FD_t^{\alpha_4} K_t^{\alpha_5} TO_t^{\alpha_6} e^{\varepsilon_t} \quad (۱)$$

در ادامه جهت تبدیل فرم تبعی رابطه (۱) به تابع خطی از دو طرف معادله لگاریتم طبیعی گرفته شده و جمله اخلال به سمت راست آن اضافه شده است. در نهایت، تابع اولیه به شرح زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$LnGDP_t = LnA + \alpha_1 LnEC_t + \alpha_2 LnFT_t + \alpha_3 LnCO_{2t} + \alpha_4 LnFD_t + \alpha_5 LnK_t + \alpha_6 LnTO_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

هدف اصلی این مطالعه بررسی ارتباط میان حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیط‌زیست می باشد و این متغیرها به صورت درونزا تعیین می‌شوند. بنابراین، سیستم معادلات هم‌زمان به صورت زیر تصریح می شود:

$$LnGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnEC_{it} + \alpha_2 LnFT_{it} + \alpha_3 LnCO_{2it} + \alpha_4 LnFD_{it} + \alpha_5 LnK_{it} + \alpha_6 LnTO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

$$LnFT_{it} = \theta_0 + \theta_1 LnEC_{it} + \theta_2 LnGDP_{it} + \theta_3 LnCO_{2it} + \theta_4 LnK_{it} + \theta_5 LnUB_{it} + \theta_6 LnFDI_{it} + \mu_{it} \quad (۴)$$

[1] -Simultaneous Equations System

$$LnCO_{2it} = \delta_0 + \delta_1 LnEC_{it} + \delta_2 LnFT_{it} + +\delta_3 LnGDP_{it} + \delta_4 LnK_{it} + \delta_5 LnTO_{it} + \pi_{it} \quad (۵)$$

متغیرهای مورداستفاده در معادلات بالا به صورت زیر می‌باشند:

LnGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۱۱ به عنوان شاخصی برای نشان‌دادن رشد اقتصادی [۱]، $LnCO_2$: لگاریتم انتشار دی‌اکسیدکربن سرانه (متریک تن) [۲]، LnFT: لگاریتم حمل و نقل مقدار بار بر حسب میلیون تن-کیلومتر (حمل و نقل ریلی و هوایی) [۳]، LnEC: لگاریتم مصرف انرژی سرانه برحسب کیلوگرم معادل نفت خام[۴]، LnFD: لگاریتم توسعه مالی (مقدار اعتبار داخلی برای بخش خصوصی بر حسب درصدی از GDP) [۵]، LnK: لگاریتم موجودی سرمایه ناخالص (بر حسب درصدی از GDP) [۶]، LnTO: لگاریتم بازبودن تجاری (مجموع صادرات و واردات بر حسب درصدی از GDP) [۷]، LnFDI: لگاریتم جریان داخلی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر حسب درصدی از GDP) [۸]، LnUB: لگاریتم شهرنشینی (درصدی از کل جمعیت) [۹]، اندیس i کشور و اندیس t دوره زمانی را نشان می‌دهد. $\varepsilon_{it}, \mu_{it}, \pi_{it}$ =اجزاء اخلال و α, θ, δ= ضرایب توابع بالا می‌باشند.

براساس ادبیات اقتصادسنجی، پیش از این‌که مدل مدنظر در پژوهش برآورد شود ابتدا باید آزمون ریشه واحد برای تک تک متغیرها انجام شود، چرا که در صورت نامانا بودن متغیرها، مدل با مشکل رگرسیون کاذب مواجه می‌شود. یکی از آزمون‌های ایستایی رایج در مطالعات اخیر آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو [۱۰] می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که در داده‌های پانلی، استفاده از این آزمون ریشه واحد برای داده‌های ترکیبی دارای قدرت بالاتری نسبت به آزمون‌های ریشه واحد سری‌های زمانی منفرد است. لذا، در این مطالعه از آزمون ریشه واحد (LLC) استفاده شده است. پس از بررسی ایستایی متغیرها، آزمون F لیمر بمنظور انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی استفاده شده است. بمنظور جلوگیری از ایجاد نتایج اریب و غیرواقعی، در شرایطی که با یک سری سیستم معادلات مواجه هستیم قبل از این‌که معادلات سیستمی تخمین زده شود، انجام سه آزمون اریب هم‌زمانی، قطری‌بودن و مسئله تشخیص پیش از برآورد الگو ضروری است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها نوع برآوردگر مناسب برای برآورد الگوی مورد نظر را مشخص می‌کند.

یکی از فرض‌های قاطع روش OLS غیراستوکاستیک‌بودن متغیرهای توضیحی یا دست‌کم در صورت استوکاستیک (تصادفی) بودن داشتن توزیع مستقل از جزء اخلال استوکاستیک است. بنابراین، چنانچه یکی از شرایط فوق‌الذکر تأمین نشوند، آنگاه تخمین‌زن‌های کم‌ترین مربعات نه تنها تورش‌دار بلکه ناسازگار نیز خواهند بود (Gujarati, 2004). بنابراین، یکی از آزمون‌هایی که برای بررسی اریب هم‌زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد آزمون

---

[1] -GDP per capita, PPP (constant 2011 international $).
[2] -CO2 emissions (metric tons per capita)
[3] -Freight (million ton-km)
[4] -Energy use (kg of oil equivalent) per $1,000 GDP (constant 2011 PPP)
[5] -Domestic credit provided to private sector (% of GDP)
[6] -Gross capital formation (% of GDP)
[7] -Trade (% of GDP)
[8] -Foreign direct investment, net inflows (% of GDP)
[9] -Urban population (% of total)
[10]- Levin. Lin.Cho(LLC)

هاسمن [۱] است که توسط دیویدسون و مک‌کینون[۲] پیشنهاد گردیده است. هم‌چنین، برای تعیین روش برآورد به فرم سیستمی یا تک‌معادله، آزمون قطری‌بودن ماتریس واریانس کواریانس با هدف بررسی احتمال همبستگی بین جمله‌های پسماند معادلات موجود در سیستم توسط بروش و پاگان [۳] پیشنهاد شده است. از آن‌جا که این احتمال وجود دارد که جمله‌های پسماند در ظاهر نامرتبط باشند و معادله‌ها دچار اریب هم‌زمانی نباشند، آزمون قطری‌بودن مورد استفاده قرار می‌گیرد (Mousavi *et al*., 2009).

هم‌چنین، یک معادله ساختاری تنها زمانی قابل‌شناسایی و یا مشخص است که بتوان از ضرایب فرم خلاصه‌شده به ضرایب فرم ساختاری دست یافت که در غیر این صورت، معادله ساختاری قابل‌شناسایی نخواهد بود. دو حالت کلی امکان‌پذیر است: سیستم معادلات نامشخص و سیستم معادلات مشخص که حالت دوم خود در برگیرنده دو حالت است: سیستم معادلات دقیقاً مشخص و بیش از حد مشخص. به منظور تعیین وضعیت مشخص و یا نامشخص بودن سیستم معادلات، هر یک از معادلات باید از لحاظ شروط درجه‌ای و رتبه‌ای بررسی شوند (Abrishami, 2010). برای بررسی شرط درجه‌ای یکی از ساده‌ترین روش‌ها محاسبه m-1 و K-k است که در آنها m و k به ترتیب نمایانگر تعداد متغیرهای درونزا و تعداد متغیرهای از پیش تعیین‌شده موجود در معادله مورد بررسی است. به این صورت که اگر K- k<m-۱ باشد، معادله نامشخص [۴] است، اما اگر K-k =m-۱ باشد، معادله دقیقا مشخص [۵] و اگر K-k -۱ m<باشد، معادله بیش از حد مشخص [۶] است. برقراری شرط رتبه‌ای نیز بر این اساس است که در یک الگوی دارای M معادله و M متغیر درونزا اگر و فقط اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیرصفر از درجه (M-1)*(M-1) مربوط به ضرایب متغیرهای درونزا و از پیش تعیین‌شده خارج از معادله مورد بررسی، اما لحاظ شده در سایر معادلات را بدست آورد، معادله موردنظر مشخص خواهد بود (Gujarati, 2004).

جامعه آماری مورداستفاده شامل متغیرهای کشورهای منتخب منطقه منا (منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا) ۱۶ کشور (ایران، عراق، کویت، بحرین، عمان، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اردن، لبنان، مصر، لیبی، الجزایر، مراکش، سودان و تونس) می‌باشد. متغیرهای مورداستفاده در این مطالعه واقعی به قیمت ثابت سال (۲۰۱۱) در نظر گرفته شده‌اند و کلیه داده‌های مورد نیاز از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی [۷] و در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۶ گردآوری شده اند. هم‌چنین، به منظور برآورد نتایج حاصل، از بسته های نرم افزاری استاتا (۱۴) و ایویوز (۹) [۸] استفاده شده است.

نتایج و بحث

در این مطالعه برای بررسی آزمون ریشه واحد از آزمون (LLC) استفاده شده است. نتایج بدست آمده از جدول (۱) نشان می‌دهد که ارزش احتمال آماره آزمون (LLC) برای تمامی متغیرها حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد متغیرها می‌باشد. بنابراین، متغیرهای الگو همگی در سطح ایستا هستند و استفاده از این متغیرها در الگو مجاز بوده و امکان بروز رگرسیون کاذب وجود ندارد. از این رو، نیاز به انجام آزمون همجمعی نمی‌باشد (Suri, 2015).

[1] -Hausman Test
[2] -Davidson and Mackinno
[3] -Breusch and Pagan
[4] -Unidentified
[5] -Exactly Identified
[6] -Over Identified
[7] -World Development Index(WDI)
[8] -Stata14 and Eviews 9

جدول ۱– آزمون ریشه واحد متغیرها با استفاده از آزمون لوین، لین و چو(LLC)

Table 1- Unit root test of variables using Levin, Lin and Cho (LLC) test

نام متغیر (Variable name)	شرایط آزمون (Test conditions)	آماره آزمون (Test statistics)	احتمال (Prob)	وضعیت ایستایی (stationarity status)
لگاریتم رشد اقتصادی The logarithm of economic growth (LnGDP)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-4.51*	0.0000	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم مصرف انرژی The logarithm of energy consumption (LnEC)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-5.91*	0.0000	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم حمل و نقل The logarithm of Transport (LnFT)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-17.2*	0.0000	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم انتشار سرانه CO_2 The logarithm of CO_2 per capita emission ($LnCO_2$)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-3.72*	0.0001	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم توسعه مالی The logarithm of Financial development (LnFD)	با عرض از مبدا With the width of the origin	3.90*	0.0000	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم سرمایه The logarithm of Capital (LnK)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-2.30**	0.0107	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم بازبودن تجاری The logarithm of Trade (LnTO)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-2.29**	0.0109	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface
لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی The logarithm of Foreign direct investment (LnFDI)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-2.35*	0.0092	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface

لگاریتم شهرنشینی The logarithm of Urban population (LnUB)	با عرض از مبدا With the width of the origin	-3.22*	0.0006	I(0) ایستا در سطح stationarity on the surface

*و**و*** به ترتیب سطح معنی داری ا و ۵ و۱۰ درصد می‌باشد.

*, ** and *** are the significance level of 1%, 5% and 10%, respectively.

منبع: یافته‌های پژوهش

Source: Research finings

پس از بررسی ایستایی متغیرها، بر اساس نتایج جدول ۲ ارزش احتمال آماره آزمون F لیمر برای سه معادله کم‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین، فرض صفر مبنی بر یکسان‌بودن عرض از مبدأها رد و معادلات به روش داده‌های تابلویی تخمین زده خواهند شد.

جدول۲– آزمون F لیمر

Table 2 - F Limer test

معادلات (Equations)	آماره آزمون (Test statistics)	احتمال (Prob)	نتیجه (Result)
معادله اول The first equation	44.425187	0.0000	برآورد به روش پانل Estimation by panel method
معادله دوم The second equation	21.762686	0.0000	برآورد به روش پانل Estimation by panel method
معادله سوم The third equation	41.426021	0.0000	برآورد به روش پانل Estimation by panel method

منبع:یافته‌های پژوهش

Source: Research fining

بر اساس نتایج جدول ۳ ضریب پسماند در هر سه معادله موجود در سیستم معنی‌دار شده است و هر سه معادله دارای اریب هم‌زمانی هستند. وجود اریب هم‌زمانی فرض کلاسیک را نقض می‌کند. به بیان دیگر، نتایج بدست آمده نشان می‌دهند مشکل هم‌زمانی وجود دارد و در نتیجه برآوردهای روش OLS ناسازگار خواهند بود. در نتیجه استفاده از معادلات هم‌زمان برای دست‌یابی به برآوردهای کارا ضروری است.

جدول ۳- آزمون اریب هم‌زمانی

Table 3 - Indirect synchronous test

نام متغیر (Variable name)	ضرایب (Coefficients)	انحراف‌معیار (Standard deviation)	سطح معنی‌داری (The significance level)
پسماندهای معادله ۱ Residues of Equation 1	1.000	2.28E-14	0.0000
پسماندهای معادله ۲ Residues of Equation 2	1.000	1.57E-14	0.0000
پسماندهای معادله ۳ Residues of Equation 3	1.000	8.61E-15	0.0000

منبع: یافته‌های پژوهش

Source: Research finings

بر اساس جدول ۴ با انجام ازمون ضریب لاگرانژ بروش و پاگان برای این مدل، آماره محاسباتی برابر با ۱۴۵/۶۸۳ و با ارزش احتمال ۰/۰۰۰۰ بدست آمده است. لذا، فرضیه صفرمبنی بر استقلال جملات پسماند پذیرفته نمی‌شود. به بیان دیگر، ماتریس واریانس-کوواریانس جمله‌های پسماند در مورد سیستم معادلات مورد بررسی قطری نیست. در نتیجه بمنظور برآورد پارامترهای معادلات می‌توان از برآوردهای سیستمی استفاده کرد.

جدول۴- آزمون بروش-پاگان

Table 4 - Breusch and Pagan test

استقلال جملات پسماند=H_0

Independence of Residues sentences

وابستگی جملات پسماند=H_1

Dependence of of Residues sentences

نتایج آزمون LM:

LM test results:Breusch-Pagan test of independence: chi2 (3)=145.683, pr=0.0000

منبع:یافته‌های پژوهش

Source: Research finings

بر اساس نتایج مربوط به بررسی شرط درجه‌ای در جدول ۵ معادلات موجود در مدل دقیقا مشخص و بیش از حد مشخص می‌باشند. شرط رتبه‌ای نیز مبنی بر مشخص‌بودن معادلات برقرار است.

جدول ۵–شرط رتبه‌ای مبتنی بر قابلیت تشخیص سیستم معادلات هم‌زمان

Table 5 - Rank condition based on the ability to detect a system of simultaneous equations

معادله (برحسب متغیر وابسته) Equation (in terms of dependent variables)	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک Number of endogenous variables of equation minus one (m-1)	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج مانده از الگو The number of predefined variables left out of the template (K-k)	قابلیت شناسایی Identifiy
معادله اول (رشد اقتصادی) The First equation (economic growth)	2	2	دقیقا مشخص Exactly Identified
معادله دوم (حمل و نقل) The second equation (transport)	2	2	دقیقا مشخص Exactly Identified
معادله سوم (کیفیت محیط زیست) The Third equation (environmental quality)	2	3	بیش از حد مشخص Over Identified

منبع: یافته‌های پژوهش

Source: Research finings

بنابراین، با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون‌های ذکرشده، می‌توان از برآوردگر کم‌ترین مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS) بمنظور برآورد مدل بهره گرفت. روش کم‌ترین مربعات سه‌مرحله‌ای یک روش سیستمی است که ارتباطات احتمالی بین اجزای هر معادله را در نظر می‌گیرد. بدین معنا که تمامی ضرایب فرم ساختاری معادله‌هایی را که به دنبال برآورد آن هستیم، یکباره محاسبه می‌کند (Gujarati, 2004). روش سیستمی به واسطه این‌که همبستگی بین اجزای خطای معادلات گوناگون را لحاظ می‌کند و احتمال وجود تورش هم‌زمانی در مدل را تصحیح می‌کند، توان این را دارند که کارای مجانبی باشند. یعنی دو خاصیت سازگاری و کارایی را به گونه هم‌زمان دارا هستند زیرا اجزا اخلال در سیستم معادلات هم‌زمان به گونه هم‌زمان با هم وابسته هستند و عواملی که اجزا خطا را در یک معادله تحت تأثیر قرار می‌دهند ممکن است اجزا خطا در دیگر معادلات سیستم را نیز تحت تأثیر قرار دهند (Narimani, 2011). نتایج حاصل از برآورد معادلات با روش کم‌ترین مربعات سه‌مرحله‌ای در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶– نتایج حاصل از برآورد معادلات با روش 3SLS

Table 6- Results of estimating equations by 3SLS method

متغیر وابسته The dependent variable	ضرایب معادلات Coefficients of equations	متغیر مستقل independent variable	ضریب Coefficient	آماره T T Statistics	احتمال Prob
لگاریتم رشد اقتصادی The logarithm of economic growth (LnGDP)	α_0	عرض از مبدا معادله رشد اقتصادی The width of the origin of the economic growth equation	9.35	10.94*	0.000
	α_1	مصرف انرژی energy consumption	0.268	2.66*	0.008
	α_2	حمل و نقل Transportation	0.107	2.03**	0.041
	α_3	انتشار سرانه CO_2 CO_2 per capita emission	0.764	25.68*	0.000
	α_4	توسعه مالی Financial development	0.026	1.06	0.288
	α_5	سرمایه Capital	0.156	1.80**	0.0718
	α_6	بازبودن تجاری Trade	-0.142	-1.91**	0.056
لگاریتم حمل و نقل The logarithm of Transport (LnFT)	θ_0	عرض از مبدا معادله حمل و نقل The width of the origin of the transport equation	64.65	5.41*	0.000
	θ_1	رشد اقتصادی economic growth	4.83	3.71*	0.000
	θ_2	مصرف انرژی energy consumption	0.817	0.971	0.332
	θ_3	سرمایه Capital	0.277	0.365	0.714
	θ_4	انتشار سرانه CO_2 CO_2 per capita	4.52	4.29*	0.000
	θ_5	سرمایه گذاری مستقیم خارجی Foreign direct investment	0.084	1.44	0.150
	θ_6	شهرنشینی Urban population	4.72	1.75**	0.079

	δ_0	عرض از مبدا انتشار سرانه CO_2 width from origin CO_2 per capita emission	13.11	9.57*	0.000
لگاریتم انتشار سرانه CO_2 The Logarithm of CO_2 per capita emission ($LnCO_2$)	δ_1	رشد اقتصادی economic growth	1.35	20.64*	0.0000
	δ_2	مصرف انرژی energy consumption	0.344	1.93**	0.053
	δ_3	حمل و نقل Transportation	0.190	2.53**	0.011
	δ_4	سرمایه Capital	0.234	1.56	0.117
	δ_5	بازبودن تجاری Trade	0.211	1.73**	0.083

$R^2=0.92$

معادله ۱ (Equation 1)

$$LnGDP = \alpha_0 + \alpha_1 * LnEC + \alpha_2 * LnFT + \alpha_3 * LnCO_2 + \alpha_4 * LnFD + \alpha_5 * LnK + \alpha_6 * LnTO$$

معادله ۲ (Equation 2)

$$LnFT = \theta_0 + \theta_1 * LnGDP + \theta_2 * LnEC + \theta_3 * LnK + \theta_4 * LnCO_2 + \theta_5 * LnFDI + \theta_6 * LnUB$$

معادله ۳ (Equation 3)

$$LnCO_2 = \delta_0 + \delta_1 * LnGDP + \delta_2 * LnEC + \delta_3 * LnFT + \delta_4 * LnK + \delta_5 * LnTO$$

*و**و*** به ترتیب سطح معنی داری ا و ۵ و۱۰ درصد می باشد.

*, ** and *** are the significance level of 1%, 5% and 10%, respectively.

منبع: یافته‌های پژوهش

Source: Research finings

با توجه به جدول ۶ نتایج برآورد مدل برای معادله نخست، مصرف انرژی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منا داشته است. به‌گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد مصرف انرژی، رشد اقتصادی به مقدار ۰/۲۶۸ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های Yanqing and Mingsheng (2012) و Say and Yucel (2006) سازگاراست. بر این‌اساس، به وضوح قابل‌تشخیص است که توسعه اقتصادی بالاتر به مصرف انرژی بیش‌تر نیاز دارد. حمل و نقل نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به‌گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد حمل و نقل، رشد اقتصادی به مقدار ۰/۱۰۷ درصد افزایش می‌یابد. حمل و نقل به دلیل تسهیل در امر تولید، بازاررسانی، مبادله کالاها و امکان جابه جایی آسانتر مسافر و کالا (بار) با افزایش بهره‌وری عوامل تولید و کاهش هزینه‌های تولید کالا و خدمات، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. این نتیجه با یافته‌های Kveiborg and Fosgerau (2007) و Marazzo *et al*. (2010) سازگار است. انتشار سرانه CO_2 نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد انتشار سرانه CO_2، رشد اقتصادی به مقدار ۰/۷۶۴ درصد افزایش می‌یابد.

انتشار CO_2 از سوخت‌های فسیلی نشأت می‌گیرد. سوخت‌های فسیلی نیز انرژی تولید می‌کنند و تولید انرژی یکی از عوامل رشد اقتصادی است. این نتیجه با یافته‌های Fodha and Zaghdoud (2010) برای تونس سازگار است. هم‌چنین، توسعه مالی تأثیر مثبت اما بی‌معنا بر رشد اقتصادی دارد. افزایش موجودی سرمایه تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد موجودی سرمایه، رشداقتصادی به مقدار ۰/۱۵۶ درصد افزایش می‌یابد. به دلیل این‌که در این کشورها سرمایه‌گذاری در بخش تولید پایین‌تر از سطح مطلوب می‌باشد در نتیجه کشورهای مذکور ظرفیت مناسب برای تکنولوژی‌های تولید سرمایه‌بر به جای تکنولوژی‌های کاربر را دارند که عملاً رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. این نتیجه در مطالعات Shahbaz *et al.* (2012) و Omri (2013) تأیید شده است. بازبودن تجاری تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد بازبودن تجاری، رشد اقتصادی به مقدار ۰/۱۴۲ درصد کاهش می‌یابد. علت این امر آن است که در کشورهای منطقه مورد نظر دارای منابع طبیعی فراوان، از سهم صادرات منابع طبیعی (نفت) به تولید ناخالص داخلی (GDP) استفاده می‌شود که دارای رابطه معکوس با رشد اقتصادی در این کشورها می‌باشد. در واقع، در این کشورها با افزایش درآمدهای نفتی واردات کالاها نیز افزایش می‌یابد و بازار داخلی که نمی‌تواند با بازار خارجی رقابت کند با مشکل روبه‌رو خواهد شد که به علت عدم‌مهارت و تخصص لازم نیروی کار و کیفیت محصولات داخلی می‌باشد. هم‌چنین، برنامه‌ریزی‌های سیاستی در بلندمدت برای این کشورها به صورتی بوده است که اگر رفع محدودیت‌های تجاری باعث افزایش سریع واردات، نهاده‌های موردنیاز و پیشرفت تکنولوژی شود، صادرات به سرعت افزایش نمی‌یابد. بنابراین، سایر عوامل در کاهش درآمد سرانه نقش دارند و تأثیر بازبودن تجاری بر رشد اقتصادی را کاهش می‌دهند. این نتیجه با یافته‌های Alhakimi (2017) و Belloumi and Alshehry (2020) سازگار است.

نتایج برآورد مدل برای معادله دوم، رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر حمل و نقل کشورهای منتخب منا داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد رشد اقتصادی، حمل و نقل به مقدار ۴/۸۳ درصد افزایش می‌یابد. بر این اساس، با افزایش تولید و به تبع آن جابه‌جایی کالاهای تولید، انتقال مواد اولیه و رساندن آن به بازارنهایی برای مصرف‌کنندگان حمل و نقل نیز افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های Joignaux and Verny (2004) و Yao (2005) سازگار است. هم‌چنین، مصرف انرژی، سرمایه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت، اما بی‌معنا بر رشد اقتصادی دارند. جمعیت شهری (شهرنشینی) تأثیر مثبت و معناداری بر حمل و نقل داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد شهرنشینی، حمل و نقل به مقدار ۴/۷۲ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش و رشد جمعیت شهری نیاز به حمل و نقل و انتقال افراد و هم‌چنین، انتقال کالا و خدمات نیز به تبع آن افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های Poumanyvong *et al.* (2012) سازگار است. اثر افزایش انتشار سرانه CO_2 بر حمل و نقل نیز مثبت و معنادار بوده است. به‌گونه‌ای‌که با افزایش ۱درصد انتشار سرانه CO_2، حمل و نقل به مقدار ۴/۵۲ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های Shahbaz *et al.* (2015) سازگار بوده است.

نتایج برآورد مدل برای معادله سوم، رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار سرانه CO_2 کشورهای منتخب منا داشته است. با افزایش ۱ درصد رشد اقتصادی، ۱/۳۵ درصد انتشار سرانه CO_2 افزایش می‌یابد. بر این اساس، رشد اقتصادی در این کشورها هنوز در شرایطی نیست که باعث کاهش انتشار آلاینده‌های زیست‌محیطی شود. این نتیجه با یافته‌های Halicioglu (2009) برای ترکیه، Omri (2013) برای کشورهای منا سازگار است. بنابراین، وجود چنین رابطه‌ای در کشورهای درحال توسعه بویژه در کشورهای نفتی که در منطقه منا نیز حضور دارند، قابل‌انتظار می‌باشد. تأثیر مصرف انرژی بر انتشار سرانه CO_2 مثبت و معنادار بوده است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد مصرف

انرژی، ۰/۳۴۴ درصد انتشار سرانه CO_2 افزایش می‌یابد. این نتایج با یافته‌های Omri (2013) برای کشورهای MENA سازگار است. حمل و نقل تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار سرانه CO_2 داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد حمل و نقل، انتشار سرانه CO_2 به مقدار ۰/۱۹۰ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش حمل و نقل و نیاز به مصرف انرژی بیش‌تر، انتشار CO_2 نیز به تبع آن افزایش یافته است. این نتیجه را می‌توان با یافته‌هایShahbaz *et al*. (2015) و Saleem *et al*. (2018) سازگار دانست. هم‌چنین، موجودی سرمایه تأثیر مثبت، اما بی‌معنا بر رشد اقتصادی دارد. بازبودن تجاری نیز تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار سرانه CO_2 داشته است. به گونه‌ای که با افزایش ۱ درصد بازبودن تجاری، انتشار سرانه CO_2 به مقدار ۰/۲۱۱ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با یافته‌های Hossain (2011) برای کشورهای تازه صنعتی و Barghi Oskooi (2008) برای کشورهای با درآمد سرانه بالا و درآمد سرانه پایین مطابقت دارد. با توجه به وابستگی ساختار تجاری بیش‌تر کشورهای منطقه منا به صادرات انرژی و بالاخص نفت، چنین نتیجه‌ای نیز دور از انتظار نیست.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مطالعه بررسی ارتباط بین حمل و نقل، رشد اقتصادی و محیط‌زیست در کشورهای منتخب منا در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۶ با بکارگیری سیستم معادلات هم‌زمان و با استفاده از روش کم‌ترین مربعات سه‌مرحله (3SLS) بوده است. نتایج حاکی از آن است که ارتباط متقابل (رابطه دو سویه) میان حمل و نقل و رشد اقتصادی، میان حمل و نقل و انتشار سرانه CO_2 و هم‌چنین، رشد اقتصادی و انتشار سرانه CO_2 مشاهده می‌شود. بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان به این نکته اشاره کرد که حمل و نقل نقشی مهم در رشد اقتصادی در این کشورها دارد. به گونه‌ای که حمل و نقل یک عامل مهم و تأثیرگذار برای توسعه اقتصادی بشمار می‌رود و نقش آن در فعالیت‌های تولیدی و مبادلات تجاری بین کشورها ضروری است. هم‌چنین، حمل و نقل در میان مصرف‌کنندگان اصلی انرژی و منابع اصلی گازهای آلاینده جایگاهی مهم دارد. برای بیان پیشنهادهای سیاستی در کشورهای منتخب مورد بررسی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

– تأثیرات زیست‌محیطی و اجتماعی حمل و نقل موردتوجه قرار گیرد. هم‌چنین، دولت‌ها باید مجموعه‌ای از ابزارهای اقتصادی، مالی، تنظیم مقررات نظارتی و تکنولوژیکی را برای کنترل عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی نظیر حمل و نقل، مصرف انرژی و انتشار گازهای آلاینده بکار گیرند.

– برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری جهت افزایش بکارگیری حمل و نقل هوایی به گونه مستمر به عنوان یکی از مؤثرترین ابزارها برای مقابله با رکودهای اقتصادی بشمار می‌رود.

– مدیریت‌کردن تقاضای کل در اقتصاد، می‌تواند نقش تعیین کننده‌ای در تعیین چگونگی توزیع سرمایه‌گذاری‌های در بخش حمل و نقل داشته باشد.

– دولت‌ها باید سیستم‌های حمل و نقلی را که در تعامل مثبت با محیط‌زیست هستند، انتخاب کنند. به بیان دیگر، بکارگیری آن دسته از فناوری‌های سخت‌افزاری و نرم‌افزاری که هر چه بیش‌تر بخش حمل و نقل را در این مسیر کمک می‌کند، می‌تواند موردتوجه گروههای تصمیم‌ساز و مسئولان قرار گیرد.

– با بهبود بهره‌وری انرژی (بهبود کارایی مصرف انرژی) در بخش حمل و نقل از راه توسعه زیرساخت‌های حمل و نقل زمینی، ریلی، هوایی و... می‌توان مقدار مصرف انرژی را کاهش داد و از این راه به کاهش آلودگی کمک کرد.

بنابراین، پیامدهای سیاستی مهمی وجود دارد که نشان می‌دهد این موضوع هنوز در مطالعات پژوهشی آینده مستلزم توجه بیش‌تری است. هم‌چنین، تأییدی بر معرفی مفاهیم جدیدی از جمله حمل و نقل پایدار در مطالعات تجربی آینده است که منجر به افزایش بازدهی حمل و نقل، کیفیت محیط‌زیست و رشد اقتصادی می‌شود.

Refrences

Abrishami, H. (2010). *Basic Econometrics. 1rd edn*, University of Tehran Press, Tehran. (In Persian)

Abunoori, A. & Hamedani, A. (2010). Investigating the relationship between economic growth and demand for gasoline and diesel in the transport fleet (land-road). *Journal of Commerce*, 15(57):115-154. (In Persian)

Ahmadian, M., Abdoli, Gh., Jabal Ameli, F., Shabankhah, M., & Khorasani, C. (2017). The effect of environmental degradation on economic growth (evidence from 32 developing countries). *Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(27):17-28.

Alhakimi, S. S. (2017). The impact of trade openness on per capita income in Kuwait. *Asian Economic and Financial Review*, 7(5):448-455.

Alshehry, A. S., & Belloumi, M. (2017). Study of the environmental Kuznets curve for transport carbon dioxide emissions in Saudi Arabia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 75:1339-1347.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). Renewable energy, output, CO_2 emissions, and fossil fuel prices in Central America: Evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model. *Energy Economics*, 42:226-232.

Babazadeh, M., Ghadimi, KH., & Mohseni, R. (2009). The Impact of Investment in Transportation on Economic Growth in Iran. *Quarterly Journal of Business Research*, 40:157-199. (In Persian)

Baker, S., Zhong, C.V., Taylor, D., Scott, W. F., & Plante, R. (2015). *Labor–Management Partnerships for Public Transportation*. 1rd edn, Toolkit.

Banister, D., & Stead, D. (2002). Reducing transport intensity. *European journal of transport and infrastructure research*, 2(4):161-178.

Barghi Oskooi, M. (2008). Effects of Commercial Liberalization on Greenhouse Gas (Carbon Dioxide) Emissions in the Kuznets Environmental Curve. *Economic research*, 43(1):1-21. (In Persian)

Belloumi, M., & Alshehry, A. (2020). The Impact of International Trade on Sustainable Development in Saudi Arabia. *Sustainability*, 12(13):1-18.

Benaysa, A. C., Dogan, E., & Seker, F. (2014). Renewable and Non-renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence from a Panel Error Correction Model, *Energy Economics*, 88:5226-5230.

Beyzatlar, M. A., Karacal, M., & Yetkiner, H. (2014). Granger-causality between transportation and GDP: A panel data approach. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 63:43-55.

Chi, J., & Baek, J. (2013). Dynamic relationship between air transport demand and economic growth in the United States: A new look. *Transport Policy*, 29:257-260.

Elangizan, S., Khanzadi, A., & Heydarian, M. (2014). Investigating the effects of changing fuel prices on greenhouse gas emissions in Iran's road transport sector Sustainable least squares (RLS) approach. *Quantitative Economics Quarterly (Former Economic Studies)*, 11(4):47-77. (In Persian)

Economic and Social Commission for Western Asia (ESCWA). (2014). *Policy reforms to promote energy efficiency in the transportation sector in Egypt*.

Farhani, S., Chaibi, A., & Rault, C. (2014). CO_2 emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia. *Economic Modelling*, 38:426-434.

Fedderke, J.W., Perkins, P., & Luiz, J. M. (2006). Infrastructural investment in long-run economic growth: South Africa 1875–2001. *World development*, 34(6):1037-1059.

Fodha, M., & Zaghdoud, O. (2010). Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: an empirical analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 38(2):1150-1156.

Ghaderi, J., Nela Halafi, Z., & Izadi, B. (2016). Determining the nonlinear causality between urban and non-urban land transportation and economic growth by wavelet neural method (Case study: Iran). *Journal of Urban Economics and Management*, 4(14):101-113. (In Persian)

Goetz, A. R. (1992). Air passenger transportation and growth in the US urban system. *Growth and change*, 23(2):217-238.

Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics*. 3rd edn, McGraw-Hill. Inc, New York.

Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. 2rd edn, McGraw-Hill. Inc, New York.

Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO_2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3):1156-1164.

He, D., Liu, H., He, K., Meng, F., Jiang, Y., Wang, M., & Wang, Q. (2013). Energy use of, and CO_2 emissions from China's urban passenger transportation sector–Carbon mitigation scenarios upon the transportation mode choices. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 53:53-67.

Hossain, M. S. (2011). Panel estimation for CO_2 emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. *Energy Policy*, 39(11):6991-6999.

International Energy Agency (IEA). (2012).*CO_2 Emissions from Fuel Combustion*.

Jayanthakumaran, K., Verma, R., & Liu, Y., (2012). CO_2 emissions, energy consumption, trade and income: a comparative analysis of China and India. *Energy Policy*, 42:450-460.

Joignaux, G., & Verny, J. (2004). Uncoupling between freight transport and economic growth: production organisations' locations and transport demand. *journal of. Reg Urban Econ*, 5:779-792.

Khan, S., Peng, Z., & Li, Y. (2019). Energy consumption, environmental degradation, economic growth and financial development in globe: Dynamic simultaneous equations panel analysis. *Energy Reports*, 5:1089-1102.

Kim, E. (2002). Determinants of optimal level of transportation infrastructure. *Journal of urban planning and development*, 128(3):150-163.

Kveiborg, O., & Fosgerau, M. (2007). Decomposing the decoupling of Danish road freight traffic growth and economic growth. *Transport policy*, 14(1):39-48.

Lau, L. S., Choong, C. K., & Eng, Y. K., (2014). Carbon Dioxide Emission, Institutional Quality, and Economic Growth: Empirical Evidence in Malaysia. *Renewable Energy*, 68:276-281.

Listiono, L. (2018). The relationship between transport, economic growth and environmental degradation for ninety countries. *Sustinere: Journal of Environment and Sustainability*, 2(1):11-23.

Magazzino, C. (2015). Economic growth, CO_2 emissions and energy use in Israel. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 22(1):89-97.

Magazzino, C. (2016). CO_2 emissions, economic growth, and energy use in the Middle East countries: A panel VAR approach. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 11(10):960-968.

Mahdavi Adeli, M., & Nazari, R. (2014). Economic growth, energy and environment: A review of the E3 model in Iran. *Quantitative Economics Quarterly (Former Economic Studies)*, 11(1):19-40. (In Persian)

Marazzo, M., Scherre, R., & Fernandes, E. (2010). Air transport demand and economic growth in Brazil: A time series analysis. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 46(2):261-269.

Mayer, R., & Kent, J. (2007). Energy consumption, economic growth and prices: a reassessment using panel VECM for developed and developing countries. *Energy Policy*, 35:2481–2490.

Mousavi, M. and Safarzadeh, GH. (2014). The Impact of Environmental Policies on the Value Added of the Transportation Sector. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 8(1):17-34. (In Persian)

Mousavi, S., Yazdani, S., & Rezaei, M. R. (2009). The effects of globalization on agricultural exports: A case study of saffron. *Agricultural Economics Research*, 1(2):61-43. (In Persian)

Narimani, A. (2011). Applied econometrics. Bell Press, Tehran. (In Persian)

Omri, A. (2013). CO_2 emissions, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Evidence from simultaneous equations models. *Energy economics*, 40:657-664.

Omri, A., Daly, S., Rault, C., & Chaibi, A. (2015). Financial development, environmental quality, trade and economic growth: What causes what in MENA countries. *Energy Economics*, 48:242-252.

Pablo-Romero, M. P., Cruz, L., & Barata, E. (2017). Testing the transport energy environmental Kuznets curve hypothesis in the EU27 countries. *Energy Economics*, 62:257-269.

Pahlavani, M., Mehrabi Basharabadi, H., & Afsharpour, M. (2014). Investigating the Impact of Transportation Infrastructure Development on Economic Growth in Iranian Provinces. *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*, 4(16):99-127. (In Persian)

Pata, U. K. (2018). Renewable energy consumption, urbanization, financial development, income and CO_2 emissions in Turkey: testing EKC hypothesis with structural breaks. *Journal of Cleaner Production*, 187:770-779.

Petroleum, B. (2017). The Middle East energy market in 2016. BP Statistical Review.

Phang, S.Y. (2003). Strategic development of airport and rail infrastructure: the case of Singapore. *Transport Policy*, 10(1):27-33.

Poumanyvong, P., Kaneko, S., & Dhakal, S. (2012). Impacts of urbanization on national transport and road energy use: Evidence from low, middle and high income countries. *Energy Policy*, 46:268-277.

Pradhan, R. P. (2010). Transport infrastructure, energy consumption and economic growth triangle in India: Cointegration and causality analysis. *Journal of Sustainable Development*, 3(2):1-7.

Pradhan, R. P., & Bagchi, T. P. (2013). Effect of transportation infrastructure on economic growth in India: the VECM approach. *Research in Transportation Economics*, 38(1):139-148.

Rehman, M. U., & Rashid, M. (2017). Energy consumption to environmental degradation, the growth appetite in SAARC nations. *Renewable energy*, 111:284-294.

Saboori, B., Sapri, M., & bin Baba, M. (2014). Economic growth, energy consumption and CO_2 emissions in OECD (Organization for Economic Co-operation and Development)'s transport sector: A fully modified bi-directional relationship approach. *Energy*, 66:150-161.

Sadorsky, P. (2011). Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies. *Energy Policy*, 39:999–1006.

Saidi, S., & Hammami, S. (2017). Modeling the causal linkages between transport, economic growth and environmental degradation for 75 countries. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 53:415-427.

Saidi, S., Shahbaz, M., & Akhtar, P. (2018). The long-run relationships between transport energy consumption, transport infrastructure, and economic growth in MENA countries. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 111:78-95.

Saleem, H., Jiandong, W., Zaman, K., Elashkar, E. E., & Shoukry, A. M. (2018). The impact of air-railways transportation, energy demand, bilateral aid flows, and population density on environmental degradation: evidence from a panel of next-11 countries. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 62: 152-168.

Say, N. P., & Yücel, M. (2006). Energy consumption and CO_2 emissions in Turkey: empirical analysis and future projection based on an economic growth. *Energy policy*, 34(18):3870-3876.

Schipper, L., Scholl, L., & Price, L. (1997). Energy use and carbon emissions from freight in 10 industrialized countries: an analysis of trends from 1973 to 1992. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 2(1):57-76.

Shahbaz, M., Zeshan, M., & Afza, T. (2012). Is energy consumption effective to spur economic growth in Pakistan? New evidence from bounds test to level relationships and Granger causality tests. *Economic Modelling*, 1:6-29.

Shahbaz, M., Khraief, N., & Jemaa, M. M. (2015). On the causal nexus of road transport CO_2 emissions and macroeconomic variables in Tunisia: Evidence from combined cointegration tests. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 1(51):89-100.

Short, J., & Kopp, A. (2005). Transport infrastructure: Investment and planning. *Policy and research aspects. Transport policy*, 12(4):360-367.

Sorrell, S., Lehtonen, M., Stapleton, L., Pujol, J., & Champion, T. (2009). Decomposing road freight energy use in the United Kingdom. *Energy Policy*, 37(8):3115-3129.

Sousa, C., Roseta-Palma, C., & Martins, L. F. (2015). Economic growth and transport: On the road to sustainability. *InNatural Resources Forum*, 39(1):3-14.

Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3-4):482-489.

Suri, A. (2015). *Advanced econometrics with the use of Stata14* and Eviews 8. 2rd edn, Farhangology Press, Tehran. (In Persian)

Yang, W., Li, T., & Cao, X. (2015). Examining the impacts of socio-economic factors, urban form and transportation development on CO_2 emissions from transportation in China: A panel data analysis of China's provinces. *Habitat International*, 49:212-220.

Yanqing, X., & Mingsheng, X. (2012). A 3E Model on Energy Consumption, Environment Pollution and Economic Growth An Empirical Research Based on Panel Data. *Energy Procedia*, 1(16):2008-2011.

Yao, V. W. (2005). The causal linkages between freight and economic fluctuations. *International Journal of Transport Economics/Rivista internazionale di economia dei trasporti*, 1:143-159.

Zhang, C., & Lin, Y. (2012). Panel estimation for urbanization, energy consumption and CO_2 emissions: A regional analysis in China. *Energy Policy*, 1(49):488-498.