

# رابطه رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت با میزان آلودگی هوا: شواهد تجربی از کشورهای منطقه منا با استفاده از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG)

ابوالقاسم گلخندان\*، دانشجوی دکتری دانشگاه لرستان، لرستان، ایران.  
رقیه محسنی‌نیا، دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی تبریز، تبریز، ایران.

E-mail\*: golkhandana@gmail.com

دریافت: ۱۳۹۴/۰۳/۲۰ - پذیرش: ۱۳۹۴/۰۸/۰۷

## چکیده

تلاش کشورها در دستیابی به رشد سریع اقتصادی و عدم توجه کافی به مسایل زیست‌محیطی سبب شده تا در سال‌های اخیر، محیط‌زیست کشورها با آسیب‌های جدی مواجه شود. از این‌رو بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست، اهمیت زیادی دارد. هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی هم‌زمان رابطه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و تجارت با آلودگی هوا (شاخص کیفیت محیط‌زیست) در کشورهای منطقه منا با استفاده از داده‌های دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ است. به این منظور، بر اساس مفروضات زیست‌محیطی کوزنتس مدل تصریح و علاوه بر آزمون‌های معمول ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانل، از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی که وابستگی مقطعی در داده‌های پانل را در نظر می‌گیرند، استفاده شد. به منظور برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) به کار برده شد. نتایج، نشان‌دهنده تأیید فرضیه EKC در بلندمدت و کوتاه‌مدت برای کشورهای منطقه منا است؛ به گونه‌ای که هم‌اکنون بیشتر این کشورها در قسمت صعودی منحنی کوزنتس قرار دارند. همچنین اثر مصرف انرژی و تجارت روی آلودگی هوا در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کشورهای منطقه منا مثبت است. بنابراین می‌توان گفت که در این کشورها افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت، تخریب محیط‌زیست را به همراه خواهد داشت.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت، آلودگی هوا، میانگین گروهی تلفیقی (PMG).

## ۱- مقدمه

شدن، موجب افزایش تقاضا و مصرف انرژی شده‌است. از آن‌جاکه بخش زیادی از این افزایش تقاضا از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد، در نگاه اولیه به نظر می‌رسد رشد اقتصادی سبب آلودگی زیست‌محیطی می‌شود. اما رشد اقتصادی لزوماً محیط‌زیست را تخریب نمی‌کند. شواهد و مطالعات تجربی نشان می‌دهند که تنها

طی دهه‌های اخیر، انرژی در کنار سایر عوامل تولید، نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی کشورها داشته و اهمیت آن هم‌چنان رو به افزایش است. وابستگی روزافزون به انرژی موجب تعامل این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی شده و سرعت در روند رشد و توسعه اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است، به طوری که طی دهه‌های اخیر، رشد اقتصادی جهان و روند صنعتی

سالم‌تر نیز افزایش می‌یابد (درگامی و بهرامی غلامی، ۱۳۹۰).

در این راستا پژوهش حاضر سعی دارد رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت را با آلودگی هوا در کشورهای منطقه منا (خاورمیانه و شمال آفریقا) بررسی کند. چرا که با توجه به بحث‌های کنونی در رابطه با گرم شدن، کیفیت هوا و سایر مسایل جدی زیست‌محیطی، درک بهتری از رابطه بین مصرف انرژی، تجارت و محیط‌زیست، می‌تواند برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این کشورها را در تعیین و تصویب سیاست‌های زیست‌محیطی و تجاری یاری دهد. به علاوه، وجود ذخایر عظیم انرژی در منطقه منا و جایگاه ژئوپلیتیک آن، اهمیت جایگاه ایران در این منطقه و سهم بالای صادرات انرژی، به ویژه صادرات نفتی از تجارت این منطقه، لزوم بررسی موضوع پژوهش را دوچندان می‌کند.

## ۱-۱- ادبیات موضوع

### ۱-۱-۱- مبانی نظری

از دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند، عبارت‌اند از: انواع سرمایه و انواع نیروی کار اعم از متخصص و غیرمتخصص. در الگوهای جدید رشد علاوه بر این عوامل تولید، عامل انرژی نیز وارد شده ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست (آقایی و همکاران، ۱۳۹۱). برای تحلیل بیشتر این موضوع نخست دیدگاه چند تن از نظریه‌پردازان در این زمینه مورد بررسی قرار می‌گیرد. Berndt and Wood (1975) از اقتصاد دانان نئوکلاسیک، بیان می‌کنند که انرژی یکی از عوامل تولید در تابع تولید کل و به صورت  $Q = f[G(K, E), L]$  است. به این صورت که انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده، عامل تولید  $G$  را ایجاد می‌کنند و پس از ترکیب با نیروی کار، محصول به دست می‌آید. بنابراین، انرژی ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی با نیروی کار دارد. گروهی دیگر از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند Berndt (1983) و

در مراحل اولیه رشد، افزایش سریع مصرف انرژی اتفاق می‌افتد و رشد اقتصادی سبب آلودگی محیط‌زیست می‌شود، در حالی که طی مراحل بعدی رشد، با بروز اثرات سوء زیست‌محیطی و ارتقای سطح آگاهی و حساسیت‌های عمومی، مسایل زیست‌محیطی اهمیت بیشتری پیدا کرده و روند افزایش مصرف انرژی به دلیل استفاده کارا و بهینه از آن، کاهش و آلودگی زیست‌محیطی هم کمتر می‌شود. در حقیقت در این مرحله، رشد اقتصادی نه تنها سبب تخریب محیط زیست نمی‌شود، بلکه به بهبود آن نیز کمک خواهد کرد. چنین روندی با توجه به ساختار کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته (از نظر برخورداری از منابع انرژی) و عملکرد این دو گروه (از نظر زیرساخت‌های فنی و تکنولوژیکی) متفاوت است (محمدباقری، ۱۳۸۹).

از سویی دیگر، مروری بر ادبیات اقتصاد محیط‌زیست گویای آن است که بازبودن تجاری نیز بر کیفیت محیط‌زیست کشورها تأثیرگذار است. در اواخر دهه ۷۰ میلادی مسایل مربوط به تجارت و محیط‌زیست اوج گرفت و نشست‌های متعددی در این زمینه برگزار شد که در آن گروه‌های مخالف و موافق تجارت آزاد نظرات خود را مطرح کردند. گروه مخالف تجارت آزاد معتقدند که با آزادسازی تجاری، حجم فعالیت‌های اقتصادی افزایش و استفاده از انرژی‌های تجدیدناپذیر به شکل نامناسبی افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با بازتر شدن اقتصادها، رقابت بنگاه‌های داخلی و رقبای خارجی افزایش یافته و تنظیمات زیست‌محیطی در اولویت‌های بعدی قرار می‌گیرد. گروه موافق، بازتر شدن اقتصاد را حتی عاملی برای ارتقای کیفیت محیط‌زیست معرفی کرده‌اند. به اعتقاد این گروه، آزادسازی تجاری و افزایش فشارهای رقابتی، به استفاده بهینه و کارا تر از منابع انرژی منجر شده و با کاهش اتلاف انرژی، انتشار گازهای آلاینده کاهش می‌یابد. این گروه سیاست آرمانی را حذف تجارت نمی‌دانند، چرا که معتقدند با افزایش تجارت و بهره‌مندی از رفاه بالاتر، تمایل به داشتن محیط‌زیست

Denison (1979, 1985) معتقدند که انرژی، نقش اندکی در رشد اقتصادی دارد و بیشتر یک نهاده واسطه‌ای و مکمل نهاده‌های نیروی کار و سرمایه محسوب می‌شود. Stern (1993) به نقل از اقتصاددانان اکولوژیست از جمله Ayres and Nair (1984) نقل می‌کند که انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است، بنابراین کالاهای تولیدی در اقتصاد، حتی نیروی انسانی آموزش دیده و غیرمتخصص با صرف مقادیر فراوان انرژی، حاصل شده و در تولید به کار گرفته می‌شوند. در چارچوب مکتب نئوکلاسیک نیز Stern and Cleveland (2004) رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت های اقتصادی را به صورت تابع تولید زیر بیان کرده‌اند:

$$(Q_1, \dots, Q_m) = f(A, X_1, \dots, X_n, E_1, \dots, E_p) \quad (1)$$

$Q_i$ : تولید کالاها و خدمات مختلف،  $X_i$ : نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل: سرمایه، نیروی کار،  $E_i$ : نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال سنگ و  $A$ : وضعیت تکنولوژیکی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل است. در این تابع، رابطه بین انرژی و تولید کل به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به این ترتیب و بر اساس الگوهای جدید رشد اقتصادی، انرژی به عنوان یک عامل مؤثر در تولید مطرح است که بدون آن حرکت به سمت رشد اقتصادی میسر نمی‌باشد. اما با توجه به آثار سوء زیست محیطی ناشی از مصرف انرژی، توجه نظریه‌های اقتصادی به ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست معطوف شده است. در ادبیات اقتصادی، رابطه بین تولید ناخالص داخلی سرانه (شاخص رشد اقتصادی) و تخریب محیط زیست (مانند آلودگی هوا) به صورت  $U$  معکوس، به منحنی زیست محیطی کوزنتس<sup>۲</sup> (EKC) معروف است. بر اساس این منحنی، در مراحل اولیه توسعه اقتصادی به دلیل عوامل مختلف مانند اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط زیست پاک، پایین بودن تکنولوژی تولید، پایین بودن سطح آگاهی‌های

زیست محیطی و ...، رشد اقتصادی با افزایش تخریب‌های زیست محیطی همراه خواهد بود. اما بعد از رسیدن به یک سطح مشخصی از درآمد سرانه، این رابطه معکوس شده و افزایش رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط زیست خواهد شد که دلیل آن می‌تواند بالا رفتن سطح تکنولوژی تولید، افزایش آگاهی‌های زیست محیطی، تصویب و اجرای قوانین سخت گیرانه زیست محیطی و ... باشد. همچنین در سطوح درآمدی بالاتر، ساختار اقتصادی کشورها به سمت صنایع و فناوری‌های پاک و توسعه بخش خدمات تغییر می‌کند که این خود می‌تواند یکی از دلایل کاهش آلودگی در سطوح درآمدی بالاتر باشد.

همان‌طور که Lopez and Mitra (2000) در مطالعه خود به آن اشاره کرده‌اند، در کشورهای فقیر به دلیل پایین بودن درآمد سرانه، مردم نسبت به سایر نیازهای رفاهی خود، ارزش کمتری برای محیط زیست قائل هستند، اما وقتی کشورها به یک سطح کافی از درآمد سرانه می‌رسند، مردم به محیط زیست توجه بیشتری می‌کنند، چون با افزایش درآمد کوشش درآمدی تقاضا برای محیط زیست مطلوب بیشتر از یک بوده و محیط زیست در این کشورها به عنوان یک کالای لوکس تلقی می‌شود. این امر باعث می‌شود که ساختار سیاسی کشورها از طریق تدوین، تصویب و اجرای قوانین زیست محیطی مناسب، سیاست‌های مالیاتی و یارانه‌ای مناسب و سایر اقداماتی که منجر به بهبود محیط زیست می‌شود، در مقابل مردم پاسخ‌گو باشد. لازم به ذکر است که ادبیات EKC با کار اصلی Grossman and Krueger (1991) آغاز شده است. آن‌ها رابطه بین کیفیت هوا و رشد اقتصادی را در ۴۲ کشور بررسی و به این نتیجه رسیدند که رابطه بین رشد اقتصادی و غلظت ذرات معلق در هوا و دی‌اکسید گوگرد به شکل  $U$  معکوس است.

در مورد رابطه بین آزادسازی تجاری و کیفیت محیط زیست دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد. به عقیده طرفداران محیط زیست، در اثر آزادسازی تجاری، حجم فعالیت‌های اقتصادی (از جمله فعالیت‌های آلاینده)

است. در این فرضیه استانداردهای زیست‌محیطی کمتر، منبعی برای ایجاد مزیت نسبی و تغییر در الگوی تجارت است. این فرضیه در سال ۱۹۹۴ توسط Taylor and Kopland مطرح شد. این محققین بیان می‌کنند که استانداردهای زیست‌محیطی شدید در کشورهای صنعتی، منجر به انتقال صنایع آلاینده به کشورهای با استانداردهای زیست‌محیطی پایین‌تر می‌شود. در این فرضیه، کشورهایی با سیاست‌های زیست‌محیطی ملایم‌تر، کشورهایی با درآمد پایین هستند (متفکر آزاد و محمدی خانقاهی، ۱۳۹۱).

#### ۱-۲-۱- مروری بر منتخبی از مطالعات انجام‌شده

Iwata et al. (2011) منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را برای گاز دی‌اکسید کربن در ۲۸ کشور عضو و غیرعضو OECD مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق با استفاده از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) حاکی از وجود رابطه‌ای به شکل U معکوس بین رشد اقتصادی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن در کشورهای عضو و تأیید منحنی کوزنتس در این کشورهاست. این در حالی است که رابطه بین این متغیرها در کشورهای غیرعضو به صورت U شکل به دست آمده است.

Saboori et al. (2012) اثر رشد اقتصادی را بر روی انتشار گاز دی‌اکسید کربن در کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این پژوهش با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان‌دهنده وجود رابطه‌ای به شکل U معکوس بین انتشار دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت و در نتیجه تأیید منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در این کشور است. نتایج آزمون علیت گرنجری بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) نیز نشان می‌دهد که در بلندمدت یک رابطه علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به انتشار دی‌اکسید کربن وجود دارد، در حالی که در کوتاه‌مدت بین این دو متغیر رابطه علیتی وجود ندارد.

گسترش یافته و استفاده از منابع و انرژی به شکل نامناسبی افزایش پیدا می‌کند. هم‌چنین گسترش تجارت آزاد و افزایش فشارهای رقابتی بین بنگاه‌های داخلی و رقبای خارجی، به ملایم‌تر شدن سیاست‌های زیست‌محیطی مناسب منتهی می‌شود و حتی تصویب و اجرای قوانین زیست‌محیطی ملی را در مواجهه با فزاینده‌سازی تجاری با تأخیر همراه می‌کند. در مقابل، طرفداران تجارت آزاد، آزادسازی تجاری را موجب بهبود وضعیت محیط‌زیست معرفی می‌کنند. بر اساس استدلال آن‌ها، با توجه به واکنش کشورها به فشارهای رقابتی ناشی از گسترش تجارت آزاد و دسترسی به مزیت نسبی، استفاده از منابع کارا شده و بدین ترتیب ائتلاف منابع و انرژی و آلاینده‌ها مربوط به آن کاهش می‌یابد (برقی اسکویی، ۱۳۸۷). در مطالعه Grossman and Krueger (1991) آثار آزادسازی تجاری بر محیط‌زیست به اثر مقیاس، ترکیب و فناوری، تفکیک شده است. آن‌ها اثر مقیاس را بیان‌گر تغییر در اندازه فعالیت‌های اقتصادی، اثر ترکیب را بیان‌گر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فناوری را بیان‌گر تغییر در فناوری تولید به‌ویژه تغییر به سمت فناوری‌های پاک معرفی کرده‌اند. بنابراین اثر مقیاس تأثیر منفی و اثر فناوری تأثیر مثبت بر کیفیت محیط‌زیست خواهد داشت. تأثیر اثر ترکیب به نوع مزیت نسبی بستگی دارد. اگر کشوری در کالاهای آلاینده مزیت داشته باشد و در تولید آنها تخصص یابد، در آن صورت اثر ترکیب به‌واسطه تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده، آثار منفی بر محیط‌زیست بر جای می‌گذارد. به‌طور کلی به‌دنبال آزادسازی تجاری، اگر اثر فناوری بر اثر مقیاس و ترکیب (در حالتی که کشور مزیت نسبی در صنایع آلاینده دارد) غالب شود و یا اگر فناوری و ترکیب بر اثر مقیاس (در حالتی که کشور مزیت نسبی در تولید کالاهای پاک دارد) غالب شود، در آن صورت آزادسازی تجاری به نتایج زیست‌محیطی مثبت منجر می‌شود. فرضیه‌ای که بیشتر در زمینه محیط‌زیست و تجارت به‌کار می‌رود، فرضیه پناهگاه آلودگی<sup>۳</sup> (PHH)

در حال توسعه و ۲۶ کشور عضو OECD طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ بررسی کردند. یافته‌های این پژوهش در قالب تحلیل داده‌های پانل و روش‌های برآورد گر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و اثرات ثابت (FE) دلالت بر وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی برای هر دو گروه از کشورها دارد، به‌گونه‌ای که در کشورهای در حال توسعه، رشد اقتصادی بالاتر تخریب بیشتر محیط‌زیست را به همراه خواهد داشت، در حالی که در کشورهای گروه دوم، رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود.

فطرس و همکاران (۱۳۸۹) رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت را طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. به این منظور از دی‌اکسید کربن سرانه به‌عنوان شاخص آلودگی و تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی استفاده شده است.

نتایج این پژوهش در قالب داده‌های پانل و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نشان‌دهنده تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این کشورهاست. بلالی و همکاران (۱۳۹۲) رابطه رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی در بخش نفت را با تأکید بر نوسان‌های قیمت آن برای اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۹ بررسی کرده‌اند. به این منظور مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت با بهره‌گیری از روش واریانس ناهمسان شرطی خودرگرسیو (ARCH) و مدل‌سازی رابطه کوزنتس از طریق خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) صورت گرفته است. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده تأیید فرضیه کوزنتس در بخش انرژی و همچنین تأثیر معنی‌دار و معکوس قیمت نفت بر انتشار دی‌اکسید کربن است.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی ذکر شده و تفاوت مطالعه حاضر با این مطالعات، صرف‌نظر از مکان و بازه زمانی پژوهش می‌توان گفت که: الف) در مدل‌سازی بسیاری از مطالعات تجربی بالا (بخصوص مطالعات بین‌کشوری)، تنها اثر رشد اقتصادی (در قالب منحنی EKC) بر روی

Ozcan (2013) رابطه بین انتشار گاز دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ۱۲ کشور خاورمیانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۰ بررسی کرده است. یافته‌های این پژوهش در قالب تحلیل داده‌های پانل و روش‌های برآوردگر حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS) و مدل تصحیح خطای پویا (DECM) نشان می‌دهد که الف) بر خلاف فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، رابطه رشد اقتصادی و آلودگی هوا به شکل U است (نه U معکوس). ب) در کوتاه‌مدت یک رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد. ج) در بلندمدت رشد اقتصادی و مصرف انرژی علت گرنجری انتشار دی‌اکسید کربن هستند.

Farhani et al. (2014) تأثیر تولید، مصرف انرژی و تجارت را بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در کشور تونس طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۱ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و آزمون علیت گرنجری مبتنی بر الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، نشان‌دهنده برقراری فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، تأثیر مثبت مصرف انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت و تأثیر مثبت تجارت در کوتاه‌مدت بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن و همچنین وجود رابطه علیت یک‌طرفه در کوتاه‌مدت از سمت تولید ناخالص داخلی، مجذور تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی به انتشار گاز دی‌اکسید کربن در این کشور است.

پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به بررسی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در خاورمیانه طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش در قالب داده‌های پانل و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی (RE) نشان‌دهنده تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این کشورهاست. سلیمی فر و دهقانی (۱۳۸۸) رابطه بین آلودگی و رشد اقتصادی را در قالب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس برای دو گروه از کشورها متشکل از ۲۴ کشور

که در رابطه فوق  $\ln E$  لگاریتم طبیعی شاخص‌های زیست محیطی،  $\ln Y$  لگاریتم طبیعی درآمد و  $\ln Z$  لگاریتم طبیعی بردار سایر متغیرهای مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست که در اصطلاح متغیرهای کنترل نامیده می‌شوند. همچنین  $\eta_i$  اثر ثابت مقاطع (کشورها)،  $\eta_t$  اثر ثابت زمان،  $t$  دوره زمانی،  $i$  تعداد مقاطع و  $\varepsilon_{it}$  جزء خطا است. در این مقاله با توجه به مبانی نظری و الهام از مطالعات تجربی پیشین، متغیرهای فوق به صورت زیر تعریف شده‌اند:

- شاخص‌های زیست محیطی ( $E$ ): در این مقاله از میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن ( $\text{CO}_2$ ) (بر حسب تن) به عنوان شاخصی برای کیفیت محیط‌زیست و آلودگی هوا استفاده شده است. دلیل اصلی این انتخاب آنست که  $\text{CO}_2$  مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای بوده و بیشترین سهم را در میان آن‌ها داراست. بنابراین در بیشتر مطالعات تجربی از این شاخص در بررسی وضعیت آلودگی محیط‌زیست استفاده شده است (محمدباقری، ۱۳۸۹: ۱۱۲).

- درآمد ( $Y$ ) و مجذور درآمد ( $Y^2$ ): به منظور اندازه‌گیری درآمد، از تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ (بر حسب PPP دلار آمریکا) استفاده شده است. در مطالعات تجربی مختلفی از این شاخص به عنوان معیاری برای نشان دادن رشد اقتصادی استفاده شده است (Balte and Soest, 2001). بر اساس ضرایب درآمد و مجذور درآمد، حالت‌های گوناگونی برای شکل نوع وابستگی درآمد و شاخص‌های زیست محیطی قابل پیش‌بینی است. اگر  $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$  باشد، به معنی عدم ارتباط بین درآمد (رشد اقتصادی) و کیفیت محیط زیست (انتشار سرانه دی‌اکسید کربن) در مدل است. اگر  $\alpha_2 = 0$  و  $\alpha_1 \neq 0$  باشد، به معنی وجود ارتباط خطی بین متغیرهای مذکور است، که چنانچه  $\alpha_1 > 0$  این ارتباط خطی افزایشی و چنانچه  $\alpha_1 < 0$  این ارتباط خطی کاهش‌ی است. اگر  $\alpha_1 \neq 0$  و  $\alpha_2 \neq 0$  باشد، تابع درجه دو است. در این حالت چنانچه  $\alpha_2 > 0$  و  $\alpha_1 < 0$  باشد،

کیفیت محیط‌زیست بررسی و تأثیر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر روی آن، نادیده گرفته شده است. در این راستا در مدل‌سازی پژوهش حاضر علاوه بر رشد اقتصادی، اثر مصرف انرژی و تجارت نیز بر روی کیفیت محیط‌زیست به طور هم‌زمان بررسی شده است. ب) در تحلیل‌های اقتصادسنجی بسیاری از مطالعات تجربی بین‌کشوری فوق، به احتمال وجود وابستگی مقطعی بین داده‌ها توجه‌ای نشده، اما مطالعه حاضر به منظور اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، علاوه بر آزمون‌های معمول ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی، از آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی پانلی که وجود وابستگی مقطعی بین داده‌ها را در نظر می‌گیرند نیز استفاده نموده است.

ج) پژوهش حاضر به منظور برآورد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) استفاده کرده است. استفاده از این برآوردگر مهمترین وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر پژوهش‌های داخلی گذشته در زمینه موضوع آن است. برآوردگر PMG علاوه بر ارائه ضرایب بلند مدت، ضرایب کوتاه مدت را نیز در داده‌های پانلی محاسبه می‌کند. موضوع مهمی که در مطالعات بین‌کشوری گذشته مورد توجه قرار نگرفته است.

## ۲- روش‌ها

### ۲-۱- مدل پژوهش

در مطالعات تجربی انجام شده، برای نمایش فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) از مدل‌های مختلفی (به صورت توابع درجه دو و سه و به شکل لگاریتمی و غیرلگاریتمی) استفاده شده است. در این مطالعه، انجام آزمون والد روی ضرایب نشان داده که بهترین مدل برای برآورد این فرضیه، شکل درجه دوم آن است. هم‌چنین متغیرها به صورت لگاریتم طبیعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

$$\ln E_{it} = \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 (\ln Y_{it})^2 + \beta' \ln Z_{it} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{it}$$

این مدل در مطالعات تجربی مانند (Halicioglu, 2009) و (Shahbaz et al., 2012) مورد استفاده قرار گرفته است. منبع داده‌های متغیرهای این پژوهش، شاخص‌های توسعه جهانی<sup>۴</sup> (WDI) است. در جدول (۱) خلاصه آماری مفیدی از این متغیرها برای کل کشورهای مورد مطالعه آمده است.

جدول ۱. شاخص‌های آماری متغیرهای مورد استفاده تحقیق برای کشورهای منطقه منا (۲۰۱۱-۱۹۹۰)

متغیر	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات (درصد)
انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (برحسب متریک تن)	۱۳/۳۳۸	۱۱/۱۵۶	۸۳/۶۴۱
تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ (برحسب دلار آمریکا)	۹۲۰۴/۱۷۷	۸۳۸۶/۰۹۰	۹۱/۱۱۲
سرانه مصرف انرژی (برحسب کیلوگرم معادل نفتی)	۴۵۶۳/۶۲۲	۴۰۴۱/۹۵۵	۸۸/۵۶۹
باز بودن تجاری (درصد)	۸۳/۷۶۲	۳۲/۴۵۵	۳۸/۷۴۷

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های WDI

## ۲-۲- روش پژوهش

نخست با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، به بررسی مانایی داده‌ها پرداخته شد. سپس، هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی پانلی آزمون و در آخر نیز بردار هم‌انباشتگی، توسط روش میانگین گروهی تلفیقی<sup>۵</sup> (PMG) (که دارای ویژگی‌های مناسبی نسبت به سایر برآوردهای داده‌های پانلی بوده و در مطالعات داخلی گذشته کمتر مورد توجه قرار گرفته است) استخراج شد. اکنون به تشریح این روش پرداخته می‌شود. مدل‌های پانل دیتای پویا را می‌توان به وسیله روش‌های مختلفی مانند اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE) و گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد کرد. در این روش‌ها فقط جزء عرض از مبدأ در بین مقاطع متفاوت است و ضرایب برآوردی نیز، در صورت بزرگ بودن بازه زمانی منجر به نتایج گمراه کننده‌ای می‌شوند (Bangake and Eggoh, 2011). در

به معنی ارتباط U شکل بین رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسید کربن است. در حالی که اگر  $\alpha_2 < 0$  و  $\alpha_1 > 0$  باشد، نشان‌دهنده ارتباط U شکل معکوس بین متغیرهای مذکور و تأیید فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) است. در این حالت می‌توان نقطه بازگشت (ماکزیمم) تابع را به صورت  $Y^* = \exp(-\frac{\alpha_1}{2\alpha_2})$  محاسبه کرد (Saboori et al., 2012).

- متغیرهای کنترل (Z): از آنجا که آلودگی محیط زیست تنها متأثر از رشد اقتصادی نبوده و متغیرهای دیگری نیز در تعیین آن نقش دارند، حذف این متغیرها از مدل و برآورد صرف مدل کوزنتس، ممکن است مسأله‌ی تورش ناشی از حذف متغیرها را به وجود آورد. در این صورت نتایج به دست آمده قابل اطمینان نیستند (محمد باقری، ۱۳۸۹).

به همین دلیل بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در زمینه عوامل مؤثر بر آلودگی هوا، از متغیرهای سرانه مصرف انرژی (E) (برحسب کیلوگرم معادل نفتی) و شاخص تجارت یعنی درجه بازبودن تجاری (T) (مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) به عنوان متغیرهای کنترل استفاده شده است.

۱- بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه شده در قسمت قبلی مقاله، انتظار بر آنست که علامت ضریب متغیر سرانه مصرف انرژی مثبت باشد، اما در مورد علامت تجارت از پیش نمی‌توان قضاوت قطعی داشت. هم‌چنین i نشان‌دهنده کشورهای منطقه منا ( $i=1, \dots, 14$ ) (در جدول پیوست (۱)، این کشورها به همراه خلاصه آماری از داده‌های مورد استفاده آنها آمده‌اند) و t نشان‌دهنده بازه‌ی زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۰) است. با توجه به توضیحات ارائه شده فوق و نوع متغیرهای کنترل انتخاب شده در این پژوهش، مدل نهایی به صورت زیر در می‌آید:

$$\text{LnCO}_{2it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \text{LnGDP}_{it} + \alpha_{2i} (\text{LnGDP}_{it})^2 + \alpha_{3i} \text{LnE}_{it} + \alpha_{4i} \text{LnT}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$y_{it} = -\left(\frac{\beta_i}{\varphi_i}\right)x_{it} + \eta_{it} \quad (8)$$

که در رابطه فوق  $\eta_{it}$  یک فرآیند نوفه سفید است و ضرایب بلندمدت  $\theta = -\frac{\beta_i}{\varphi_i} = \theta$ ، در بین گروه‌ها یکسان هستند. همچنین،  $\varphi_i$  در رابطه (8) به صورت یک جمله تصحیح خطا یا تصحیح تعادل عمل می‌کند و در صورتی که  $-1 < \varphi_i < 0$  باشد از وجود رابطه تصحیح خطا که رویکردی به بحث همگرایی است، مطمئن می‌شویم. از آنجا که رابطه (8) یک رابطه غیرخطی است، با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی می‌توان ضرایب بلند مدت و ضرایب تصحیح خطای هر گروه را برآورد کرد.

با توجه به توضیحات ارائه شده فوق و با توجه به وقفه بهینه یک، معادله  $ARDL(1,1,1,1)$  مدل پژوهش (رابطه (3)) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} \text{LnCO}_{2it} = & \delta_{10i}\text{LnGDP}_{it} + \delta_{11i}\text{LnGDP}_{it-1} + \delta_{20i}(\text{LnGDP}_{it})^2 \\ & + \delta_{21i}(\text{LnGDP}_{it-1})^2 + \delta_{30i}\text{LnC}_{it} + \delta_{31i}\text{LnC}_{it-1} + \delta_{40i}\text{LnT}_{it} \\ & + \delta_{41i}\text{LnT}_{it-1} + \lambda_{ij}\text{LnCO}_{2it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

با پارامتربندی مجدد رابطه (9) بر اساس معادله تصحیح خطا خواهیم داشت:

$$(10)$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnCO}_{2it} = & \varphi_i \left( \frac{\text{LnCO}_{2it-1} - \alpha_{0i} - \alpha_{1i}\text{LnGDP}_{it} +}{\alpha_{2i}(\text{LnGDP}_{it})^2 - \alpha_{3i}\text{LnE}_{it} - \alpha_{4i}\text{LnT}_{it}} \right) - \delta_{11i}\text{LnGDP}_{it-1} \\ & - \delta_{21i}(\text{LnGDP}_{it-1})^2 - \delta_{31i}\text{LnC}_{it-1} - \delta_{41i}\text{LnT}_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

که در آن:

$$(11)$$

$$\begin{aligned} \alpha_{0i} = & \frac{\mu_i}{1 - \lambda_i}, \alpha_{1i} = \frac{\delta_{10i} + \delta_{11i}}{1 - \lambda_i}, \\ \alpha_{2i} = & \frac{\delta_{20i} + \delta_{21i}}{1 - \lambda_i}, \alpha_{3i} = \frac{\delta_{30i} + \delta_{31i}}{1 - \lambda_i}, \\ \alpha_{4i} = & \frac{\delta_{40i} + \delta_{41i}}{1 - \lambda_i}, \varphi_i = -(1 - \lambda_i) \end{aligned}$$

شایان ذکر است که در مقابل این روش، روش میانگین گروهی (MG) قرار دارد که در آن ابتدا برای هر گروه یک رگرسیون جداگانه برآورد می‌شود و سپس میانگین ضرایب گروه‌ها محاسبه و به عنوان ضریب مربوط به داده‌های پانل معرفی می‌شوند. بنابراین باید بین MG و

راستای رفع این محدودیت‌ها، Pesaran et al. (1999) برآوردکننده میانگین گروهی تلفیقی (PMG) (یا همان ARDL پانلی)، که امکان بررسی همگرایی و تصحیح عدم تعادل را میسر می‌کند، پیشنهاد کرده‌اند. علت این نام‌گذاری آنست که این برآوردکننده هم شامل تلفیق (Pooling) و هم شامل میانگین‌گیری (Averaging) است. به منظور تشریح این روش، بر اساس مطالعه Pesaran et al. (1999)، مدل  $ARDL(p,q,q,\dots,q)$  پانلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it} = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

که در رابطه فوق  $i$  به تعداد گروه‌ها یا مقاطع (کشورها)،  $t$  به دوره زمانی،  $x_{it}$  بردار  $k \times 1$  متغیرهای توضیحی برای گروه  $i$ ،  $\mu_i$  به جمله اثرات ثابت گروه‌ها،  $\varepsilon_{it}$  به جمله خطای هر گروه،  $\lambda_{ij}$  به ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته و  $\delta_{ij}$  به بردار  $k \times 1$  ضرایب با وقفه و بدون وقفه متغیر مستقل اشاره دارد. اگر تبدیل متغیر:

$$Z_{it} = \Delta Z_{it} + Z_{i,t-1} \quad (5)$$

برای هر متغیر انجام شود، می‌توان رابطه (5) را به صورت زیر و بر اساس معادله تصحیح خطا پارامتربندی مجدد کرد:

$$(6)$$

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{it-1} + \beta_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

که در رابطه فوق (Pesaran et al., 1999):

$$(7)$$

$$\begin{aligned} \varphi_i = & -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}), \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}, \lambda_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}, \\ j = & 1, 2, \dots, p-1, \delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, j = 1, 2, \dots, q-1 \end{aligned}$$

با در نظر گرفتن یک سری فروض از جمله این فرض که ریشه‌های چند جمله‌ای  $1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} Z^j = 0$  خارج از دایره واحد قرار می‌گیرند، مدل  $ARDL$  فوق پایدار است. این فرض باعث می‌شود که  $\varphi_i < 0$  و یک رابطه بلند مدت متغیرهای مدل به صورت زیر وجود داشته باشد (Ibid).

استقلال مقطعی<sup>۸</sup> دارند. این پیش فرض همانند سایر فروض می تواند برقرار نباشد. هرگاه وابستگی مقطعی در داده های پانل تأیید شود، استفاده از روش های مرسوم ریشه واحد پانلی مانند آزمون های IPS و LLC احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون های ریشه واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده که یکی از مشهورترین آنها، آزمون ریشه واحد تعمیم یافته مقطعی ای هستیم، پسران و شین (CIPS) است که توسط Pesaran (2007) ارائه شده است. آماره این آزمون بر اساس میانگین آماره های ADF مقطعی فردی به صورت زیر است:

$$CIPS(N, T) = \bar{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) \quad (12)$$

که در آن،  $\tau_i$  آماره الگوی ADF مقطعی برای هر مقطع انفرادی در پانل است (Pesaran, 2007). مقدار آماره فوق با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط Pesaran (2007) مقایسه و در صورت بزرگ تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن) متغیر رد و مانایی متغیر مورد پذیرش قرار خواهد گرفت. خلاصه نتایج این سه آزمون با فرض وجود متغیر عرض از مبدأ و به تفکیک، در جدول (۲) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول و سطوح احتمال محاسبه شده، می توان نتیجه گرفت که کلیه متغیرهای مدل، در سطح احتمال ۱ درصد نامانا بوده اند، اما پس از یک بار تفاضل گیری این متغیرها در سطح ۱ درصد مانا شده اند.

برآورد مدل در حالت نامانا بودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روش های تفاضل گیری و آزمون هم انباشتگی وجود دارد؛ اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می رود. بنابراین این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نمی باشد. می توان برای رفع این مشکل از آزمون هم انباشتگی استفاده کرد.

PMG تفاوت قائل شد. به این منظور می توان از آزمون های هاسمن<sup>۶</sup> یا نسبت راست نمایی<sup>۷</sup> استفاده کرد (Simoes, 2011) که در این مقاله از آزمون هاسمن استفاده شد. رد نشدن فرضیه صفر در آزمون هاسمن حاکی از کاراتر بودن برآوردگر PMG در مقابل MG است و بالعکس. برآوردگر PMG همانند برآوردگر MG اجازه می دهد که عرض از مبدأ و ضرایب کوتاه مدت در بین مقاطع مختلف باشد و مانند برآوردگر FE ضرایب بلندمدت را بین مقاطع یکسان فرض می کند (Blackburne and Frank, 2007). بنابراین، می توان گفت که این برآوردگر بین دو برآوردگر MG و FE قرار دارد.

در این مقاله به منظور انجام تجزیه و تحلیل های آماری و اقتصادسنجی از نرم افزارهای EXCEL (به منظور انجام تحلیل های آماری)، EViews (به منظور انجام آزمون های معمول مانایی و هم انباشتگی پانلی)، STATA (به منظور انجام آزمون هم انباشتگی با وابستگی مقطعی) و GAUSS (به منظور انجام آزمون ریشه واحد با وابستگی مقطعی و برآورد بردارهای هم انباشتگی به روش PMG) استفاده شده است.

### ۳- نتایج

روش های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه کننده ای منجر خواهد شد (Baltagi, 2005). از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون های زیر استفاده شد (Levin, Im, Pesaran and Shin (IPS) (2003) و Lin and Cho (LLC) (2002). فرضیه صفر در این آزمون ها مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. در این آزمون ها فرض بر آنست که داده های مورد استفاده

جدول ۲. آزمون‌های مانایی

درجه مانایی I(d)	آزمون CADF	آزمون LLC	آزمون IPS	متغیر
	آماره	آماره	آماره	
I(1)	۰/۱۵ (۰/۵۵۸)	-۱/۴۱ (۰/۰۷۹)	-۰/۱۶ (۰/۴۳۵)	LnCO <sub>2it</sub>
	-۴/۴۹ (۰/۰۰۰)	-۱۶/۲۸ (۰/۰۰۰)	-۱۴/۴۱ (۰/۰۰۰)	ΔLnCO <sub>2it</sub>
I(1)	۱/۲۲ (۰/۸۸۸)	۱/۹۶ (۰/۹۷۵)	۴/۰۴ (۱/۰۰۰)	LnGDP <sub>it</sub>
	-۴/۱۴ (۰/۰۰۰)	-۶/۶۵ (۰/۰۰۰)	-۷/۴۴ (۰/۰۰۰)	ΔLnGDP <sub>it</sub>
I(1)	۰/۴۷ (۰/۶۸۰)	۱/۹۹ (۰/۹۸۲)	۰/۲۵ (۰/۵۹۸)	(LnGDP <sub>it</sub> ) <sup>۲</sup>
	-۵/۱۲ (۰/۰۰۰)	-۵/۵۵ (۰/۰۰۰)	-۹/۰۱ (۰/۰۰۰)	Δ(LnGDP) <sup>۲</sup>
I(1)	۰/۳۱۸ (۰/۶۲۵)	۰/۸۱ (۰/۷۹۰)	۳/۰۹ (۰/۹۹۹)	LnE <sub>it</sub>
	-۲/۹۰ (۰/۰۰۲)	-۱۱/۰۷ (۰/۰۰۰)	-۱۱/۳۲ (۰/۰۰۰)	ΔLnE <sub>it</sub>
I(1)	-۱/۱۳ (۰/۱۲۹)	۰/۲۱ (۰/۵۸۴)	۰/۸۷ (۰/۸۰۹)	LnT <sub>it</sub>
	-۶/۱۲ (۰/۰۰۰)	-۷/۳۸ (۰/۰۰۰)	-۵/۱۳ (۰/۰۰۰)	ΔLnT <sub>it</sub>

\*اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

$(H_0: \rho = 1)$  و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی

$(H_1: \rho < 1)$  بین متغیرهای مدل دارد.

نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند در قسمت بالایی جدول (۳) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج آرایه شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، در دو آماره پانل PP و ADF و سه آماره گروه rho و ADF در سطح ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود.

به‌منظور تأیید صحت نتایج به‌دست‌آمده از آزمون Pedroni (2004) مبنی بر هم‌انباشتگی متغیرهای مدل از آزمون هم‌انباشتگی Kao (1999) نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد DF و ADF انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر برابر وجود نداشتن هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای معادله تخمینی، در قسمت پایینی جدول (۳) نشان داده شده است. این آماره با توجه به معادله رگرسیونی:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta \hat{\varepsilon}_{it-j} + u_{it} \quad (15)$$

مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (نوفروستی، ۱۳۸۹). در صورت نامانایی متغیرهای مدل اگر بین آنها هم‌انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از برآورد مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله به‌منظور بررسی آزمون هم‌انباشتگی پانلی در مدل‌های مورد استفاده از روش آرایه‌شده توسط Pedroni (2004) و Kao (1999) استفاده شده است.

به‌منظور تشریح آزمون هم‌انباشتگی پدرونی بین متغیرهای مدل، معادله رگرسیونی زیر را مورد بررسی قرار می‌دهیم:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{it-1} + u_{it} \quad (14)$$

داده‌های پانلی دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی<sup>۹</sup> و شامل چهار Pedroni (2004) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی آماره پانل rho، PP و ADF است. این آماره‌ها بیان‌گر متوسط آماره آزمون‌های سری‌زمانی هم‌انباشتگی پانلی در طول مقاطع هستند.

آزمون دوم پدرونی مبتنی بر روش بین‌گروهی<sup>۱۰</sup> و شامل سه آماره گروه rho، PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی

و به صورت زیر تعیین می‌شود:

$$ADF = \frac{t\hat{\rho} + \sqrt{N} \frac{\hat{\sigma}_W^2}{2\hat{\sigma}_{QW}^2}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{QW}^2}{2\hat{\sigma}_W^2} + \frac{8\hat{\sigma}_W^2}{10\hat{\sigma}_{QW}^2}}} \rightarrow N(0,1) \quad (16)$$

بر اساس نتایج این آزمون نیز وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل پذیرفته می‌شود.

در صورت تأیید وابستگی مقطعی، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌انباشتگی پانلی نیز مانند (Pedroni 2004) و (Kao 1999) احتمال وقوع نتایج هم‌انباشتگی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل نیز آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی متعددی پیشنهاد شده که روش پیشنهادی (Westerlund 2007) از آن جمله است. این آزمون بر این اساس طراحی شده است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی را با توجه به این‌که جزء تصحیح خطا در مدل تصحیح خطای شرطی برابر صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهد. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی باشد. این آزمون تصحیح خطا فرآیندی به صورت مدل زیر دارد:

(17)

$$\Delta Y_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i (Y_{i,t-1} - \beta_i X_{t-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij}$$

در رابطه فوق،  $d_t$  دربردارنده اجزای قطعی و  $X_{it}$  و  $Y_{it}$  به ترتیب نشان‌دهنده متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی مدل است. معادله بالا را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

(18)

$$\Delta Y_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i Y_{i,t-1} - \alpha_i \beta_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{ij}$$

در معادله فوق، پارامتر  $\alpha_i$  نشان‌دهنده سرعت تعدیل سیستم  $Y_{i,t-1} - \beta_i X_{t-1}$  به سمت تعادل بلندمدت پس از وقوع یک شوک ناگهانی است. اگر  $\alpha_i < 0$ ، مدل تصحیح خطا است و نشان می‌دهد که  $X_{it}$  و  $Y_{it}$  هم‌انباشته هستند. اگر  $\alpha_i = 0$ ، تصحیح خطا و در نتیجه

رابطه بلندمدت نیز وجود ندارد. فرضیه صفر برای تمام مقاطع موجود در پانل عبارت است از:  $H_0: \alpha_i = 0$  برای تمام  $i = 1, \dots, N$  در حالی که فرضیه مقابل برابر است با:  $H_0: \alpha_i \neq 0$  برای  $i = 1, \dots, N_1$  و  $\alpha_i = 0$  برای  $i = N_1 + 1, \dots, N$ . بر اساس فرضیه مقابل،  $\alpha_i$  در بین مقاطع مختلف، متفاوت است (Eggoh et al., 2011). (Westerlund 2007)، چهار آماره مختلف را به منظور بررسی هم‌انباشتگی پانل بر اساس برآوردهای حداقل مربعات  $\alpha_i$  و آماره‌های  $t$  آن‌ها پیشنهاد داده‌است. دو آزمون از این چهار آزمون، آزمون‌های پانل با فرضیه مقابل هم‌انباشتگی کل پانل هستند ( $H_1: \alpha_i = \alpha < 0$ ) برای تمام آن‌ها). دو آزمون، آزمون‌های میانگین گروه هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی بر این‌که برای حداقل یک مقطع، شواهدی از هم‌انباشتگی وجود دارد، می‌پردازند ( $H_1: \alpha_i < 0$  برای حداقل یک  $i$ ). آماره‌های پانل  $P_\alpha$  و  $P_\tau$  به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم‌انباشتگی می‌پردازند، درحالی‌که آماره‌های میانگین گروه  $G_\alpha$  و  $G_\tau$  به آزمون فرضیه عدم وجود هم‌انباشتگی در مقابل فرضیه وجود حداقل یک بردار هم‌انباشتگی می‌پردازند (Ibid). (Westerlund 2007) در این آزمون از روشی تحت عنوان "بوت استرپ" برای حذف اثرات وابستگی مقطعی در متغیرها استفاده نموده است. نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و ارزش احتمال محاسبه شده) می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه  $G_\tau$  و دو آماره پانل  $P_\alpha$  و  $P_\tau$  رد می‌شود. ستون چهارم جدول (۴) مقادیر احتمال قوی آزمون (Westerlund 2007) را که به وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به دست آمده را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه  $G_\alpha$  و  $G_\tau$  و دو آماره پانل  $P_\alpha$  و  $P_\tau$  در مدل رد می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی

Westerlund (2007)

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
$G_T$	-۳/۴۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
$G_\alpha$	-۸/۳۳۶	۰/۹۱۶	۰/۰۲۴
$P_T$	-۲۵/۲۲۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
$P_\alpha$	-۸/۸۲۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

\* ماکزیم طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکانیک (AIC)، ۳ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است. مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی Westerlund

(2007) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل

را می‌توان پذیرفت.

پس از تأیید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می‌توان مدل را برآورد کرد. قبل از برآورد مدل به روش میانگین گروهی تلفیقی، به منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی<sup>۱۱</sup> (پولینگ) از آماره  $F$  لیمر با درجه آزادی  $(N - 1, NT - K - N)$  استفاده شده است که  $K$  تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل،  $N$  تعداد مقاطع و  $T$  دوره‌ی زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS / N - 1}{URSS / NT - K - N} \quad (19)$$

در رابطه فوق  $RRSS$  مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به دست آمده از روش  $OLS$  و  $URSS$  مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر ( $H_0$ ) این آزمون نشان‌دهنده آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبداهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل ( $H_1$ ) اشاره به ناهمسانی عرض از مبداهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). از آنجا که محاسبات این پژوهش احتمال پذیرش فرضیه صفر را ۰/۰۰۲ به دست آورد، فرضیه صفر مبنی بر قابلیت برآورد داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های پانل برآورد شود. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش میانگین

گروهی تلفیقی در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل به روش PMG و بر اساس

پانل  $ARDL(1,1,1,1)$

ضرایب بلندمدت			
$LnT_{it}$	$LnE_{it}$	$(LnGDP_{it})^2$	$LnGDP_{it}$
۰/۱۸۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۹۴۸۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۴۴۱ (۰/۰۱۲)	۴/۸۲۴۶ (۰/۰۰۰)
ضرایب کوتاه‌مدت			
$\Delta LnT_{it}$	$\Delta LnE_{it}$	$\Delta (LnGDP_{it})^2$	$\Delta LnGDP_{it}$
۰/۰۸۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۶۷۹۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۴۲۸ (۰/۰۴۲)	۲/۹۴۲۱ (۰/۰۰۰)
آزمون هاسمن		ضریب تصحیح خطا	
۰/۱۲۱۸ (۰/۷۲۹)		-۰/۳۲۲۹ (۰/۰۰۰)	

\* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده ارزش احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس این نتایج کلیه ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار بوده‌اند و علامت ضرایب محاسبه شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار را در برآورد مدل برآورده می‌کنند. نتایج آزمون هاسمن (H.T) نیز با توجه به ارزش احتمال ارائه شده نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و استفاده از برآوردگر PMG در مقابل MG است. بنابراین نتایج ضرایب برآورد شده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر هستند.

#### ۴- بحث

بر اساس نتایج جدول (۵): در بلند مدت ضریب متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و حدود ۴/۸۲ به دست آمده است. علامت مثبت این ضریب بیان‌گر آن است که افزایش رشد اقتصادی (درآمد سرانه) کشورهای منطقه منا با ایجاد و تشدید آلودگی هوا همراه است. منفی بودن ضریب متغیر مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه که برابر با -۰/۱۸۲۱ است، نشان‌دهنده قسمت نزولی منحنی کوزنتس است و بیان می‌کند که در این گروه از کشورها پس از عبور از نقطه بازگشت EKC، رابطه رشد اقتصادی و آلودگی هوا در مسیر نزولی قرار

در مورد متغیر بازبودن تجاری نیز می‌توان گفت که افزایش یک درصدی آن، میزان آلودگی هوا در کشورهای منطقه منا را به اندازه ۰/۱۸۰۲ درصد افزایش می‌دهد که این یافته نشان‌دهنده تأیید فرضیه پناهگاه آلاینده‌گی برای این کشورها و همسو با نظریه مخالفان تجارت آزاد است. با توجه به وابستگی ساختار تجاری بیشتر کشورهای منطقه منا به صادرات انرژی و بالاخص نفت، چنین نتیجه‌ای نیز دور از انتظار نیست.

در کوتاه‌مدت نیز علامت لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنادار و علامت مجذور آن منفی و معنادار است. این نتیجه گویای آن است که فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای منطقه منا همانند دوره زمانی بلندمدت، در کوتاه‌مدت نیز برقرار است. ضریب متغیرهای لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم بازبودن تجاری نیز در کوتاه‌مدت همانند دوره زمانی بلندمدت، مثبت و معنادار است، اما میزان اثرگذاری این متغیرها بر انتشار آلودگی هوا در منطقه منا در کوتاه‌مدت کمتر از بلندمدت است، به گونه‌ای که با افزایش یک درصدی مصرف انرژی و باز بودن تجاری در این کشورها در کوتاه‌مدت به ترتیب میزان انتشار آلودگی هوا چیزی حدود ۰/۶۸ و ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. هم‌چنین علامت ضریب جمله‌ی تصحیح خطا مطابق انتظار منفی و معنادار است که نشان می‌دهد عدم تعادل‌ها در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شوند تا رابطه تعادلی بلندمدت ایجاد شود. مقدار این ضریب، حدود ۰/۳۲- است که به معنی تعدیل ۳۲ درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت است.

#### ۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و تجارت بر آلودگی هوا در کشورهای منطقه منا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ است. به این منظور نخست بر اساس مفروضات زیست‌محیطی کوزنتس مدل تصریح و پس از بررسی مانایی متغیرها، وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای مدل

می‌گیرد. از آنجا که نتایج به‌دست‌آمده وجود EKC برای آلودگی هوا در کشورهای منطقه منا را تأیید می‌کند، می‌توان نقطه بازگشت این منحنی را برای این کشورها در الگوی پژوهش تعیین نمود. با توجه به ضرایب لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، نقطه بازگشت EKC جایی خواهد بود که در آن نقطه، درآمد سرانه کشورهای منطقه منا معادل ۱۹۵۸۳/۱۶ دلار باشد. به عبارت دیگر، هرگاه به‌طور متوسط کشورهای منطقه منا به درآمد سرانه حقیقی حدود ۱۹۵۸۳ دلار (به‌قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰) برسند دیگر افزایش درآمد سرانه منجر به افزایش انتشار آلودگی هوا نخواهد شد و از آن نقطه به بعد همگام با رشد اقتصادی، انتشار آلودگی هوا کاهش یافته و منجر به حفظ کیفیت محیط‌زیست خواهد شد. از آنجا که بر اساس جدول (۱)، متوسط درآمد سرانه حقیقی کشورهای منطقه منا ۹۲۰۴/۱۷۷ دلار بوده و از درآمد سرانه در نقطه بازگشت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس کمتر است، نتیجه گرفته می‌شود که بیشتر کشورهای این منطقه در قسمت صعودی منحنی کوزنتس قرار گرفته‌اند و هنوز به نقطه بازگشت این منحنی نرسیده‌اند. بنابراین افزایش رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا تا رسیدن به نقطه بازگشت، منجر به افزایش تخریب‌های زیست‌محیطی می‌شود. البته نتیجه به‌دست‌آمده با توجه به نبود استانداردهای زیست‌محیطی مناسب، کیفیت نهادی پایین، پایین بودن تکنولوژی تولید، عدم کارایی فنی در تولید و به‌ویژه صنعت و عدم کارایی فنی در بخش حمل‌ونقل این کشورها چندان دور از انتظار نیست.

ضریب مثبت لگاریتم مصرف انرژی نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین این متغیر و انتشار آلودگی هوا در کشورهای منطقه منا است، به این صورت که با افزایش یک درصدی در مصرف انرژی این کشورها، با فرض ثبات سایر شرایط در بلندمدت میزان آلودگی هوا ۰/۹۴۸۶ درصد افزایش می‌یابد، که حاکی از عدم کارایی فنی در تولید و مصرف انرژی در کشورهای منطقه منا دارد.

ارتقای تکنولوژی و تولید و مصرف این دستگاه‌ها بایستی از سوی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این کشورها حمایت شود. هم‌چنین، می‌توان با حرکت به سمت سوخت‌های فسیلی پاک‌تر و جای‌گزین کردن سوخت‌های فسیلی با سوخت‌های تجدیدپذیر و پاک، تا حد زیادی از انتشار آلودگی در این کشورها (که بیشتر آن‌ها دارای اقتصادهای وابسته به انرژی‌های تجدیدناپذیر هستند) کاست. ج) در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر تجارت بر آلودگی هوا در کشورهای منطقه مناسبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در تجارت با فرض ثبات سایر شرایط، آلودگی هوا در کشورهای این منطقه، به ترتیب در بلندمدت و کوتاه‌مدت چیزی حدود ۰/۱۸ و ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد.

با توجه به این نتایج به‌منظور کاهش آلودگی هوا در کشورهای منطقه مناسبت، تغییر در ترکیب واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به‌گونه‌ای که به انتقال فناوری‌های پاک بیانجامد، توصیه می‌شود. هم‌چنین، با متنوع‌سازی صادرات اقتصادی این کشورها (با توجه به وابستگی تجارت بیشتر این کشورها به انرژی، بالاحص نفت) از یک‌سو، ترکیب کالاهای تجاری کشورهای منطقه مناسبت به سمت کالاهایی که در فرآیند تولید آن‌ها آلودگی کمتری ایجاد می‌شود، تغییر می‌کند و از سوی دیگر تعامل جهانی، به‌کارگیری استانداردهای زیست‌محیطی را الزام‌آور می‌کند.

#### ۶- پی‌نوشت‌ها

1. Middle East and North Africa
2. Environmental Kuznets Curve
3. Pollution Haven Hypothesis
4. World Development Indicators
5. Pooled Mean Group
6. Hausman Test
7. Likelihood Ratio
8. Cross- Sectional Independence
9. Within-Dimension
10. Between-Dimension
11. Pooling Data

نیز تأیید شده‌است. سپس به‌منظور به‌دست‌آوردن رابطه‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که: الف) در بلندمدت صحت فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، یعنی وجود رابطه‌ای به‌شکل منحنی U معکوس بین رشد اقتصادی و آلودگی هوا برای کشورهای منطقه مناسبت تأیید شد. به‌گونه‌ای که هم‌اکنون بیشتر کشورهای این منطقه در قسمت صعودی منحنی کوزنتس قرار دارند و بر اساس پیش‌بینی‌های صورت‌گرفته از سطح درآمد سرانه حقیقی حدود ۱۹۵۸۳ دلار (به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۰)، رشد اقتصادی منجر به بهبود کیفیت محیط‌زیست (کاهش آلودگی هوا) کشورهای منطقه مناسبت می‌شود. درضمن، صحت این فرضیه در کوتاه‌مدت نیز تأیید شده‌است. با توجه به این‌که کاهش رشد اقتصادی به‌منظور کاهش آلودگی هوا، مخالف اهداف توسعه‌ای کشورهای منطقه مناسبت است (اکثر کشورهای این منطقه از جمله کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شوند) و با توجه به زمان بر بودن کاهش آلودگی هوا از طریق دست‌یابی به درآمد سرانه و رشد اقتصادی بالاتر، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این کشورها با وضع قوانین سخت‌گیرانه و به‌کارگیری تکنولوژی نوین و با استفاده از ابزارهای اقتصادی مانند مالیات، از انتشار رو به رشد آلودگی هوا در این منطقه جلوگیری کنند. ب) در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مصرف انرژی بر آلودگی هوا در کشورهای منطقه مناسبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در مصرف انرژی با فرض ثبات سایر شرایط، آلودگی هوا در کشورهای این منطقه، به ترتیب در بلندمدت و کوتاه‌مدت چیزی حدود ۰/۹۵ و ۰/۶۸ درصد افزایش می‌یابد. در این راستا، بهبود تکنولوژی و استفاده از دستگاه‌هایی با استاندارد بالا که مصرف انرژی کمتری دارند، می‌تواند به‌طور قابل توجهی مصرف انرژی را کاهش داده و منجر به کاهش انتشار آلاینده‌ها در کشورهای منطقه مناسبت شود. گفتنی است که

## ۷- منابع

- کشورهای صادرکننده نفت"، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره‌های ۱۱ و ۱۲، ص ۲۲-۵.
- متفکر آزاد، محمدعلی، محمدی خانقاهی، رباب، (۱۳۹۱) "بررسی اثرات رشد اقتصادی، مصرف انرژی و درجه بازبودن تجاری بر کیفیت محیط زیست در ج.ا. ایران"، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی، شماره ۳، ص ۱۰۶-۸۹.
- محمد باقری، اعظم، (۱۳۸۹) "بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۲۷، ص ۱۲۹-۱۰۱.
- نصراللهی، زهرا، غفاری گولک، مرضیه، (۱۳۸۹) "بررسی رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی در سطح ۲۸ استان کشور"، مجله دانش و توسعه، شماره ۳۳، ص ۲۰-۱.
- نوفرستی، محمد، (۱۳۸۹) "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی"، انتشارات رسا.
- Baltagi, B., (2005) "Econometric analysis of panel data", Third Edition, McGraw-Hill.
- Bengake, C. and Eggoh, J. C., (2011) "The Feldstein-Horioka puzzle in African countries: A panel cointegration analysis", *Economic Modeling*, 28: 939-947.
- Berndt, E. R. and Wood, D. O., (1975) "Technology, prices and the derived demand for energy", *Review of Economics and Statistics*, 57: 259-268.
- Blackburne, E. F. and Frank, M. W., (2007) "Estimation of Nonstationary Heterogeneous panels", *The Stata Journal*, 7(2): 197-208.
- Bulte, E. H. and Soest, D. P., (2001) "Environmental degradation in development countries: Households and the (reverse) environmental Kuznets curve", *Journal of Development Economics*, 65(1): 225-235.
- Eggoh, J. C., Bangake, C., and Rault, C., (2011) "Energy Consumption and Economic Growth
- آقایی، مجید، قنبری، علی، عاقلی، لطفعلی، صادقی، حسین، (۱۳۹۱) "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغیره"، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، شماره ۹، ص ۱۸۵-۱۴۸.
- برقی اسکویی، محمدمهدی، (۱۳۸۷) "اثر آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسید کربن)"، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، شماره ۳، ص ۶۶-۴۹.
- بلالی، حمید، زمانی، امید، یوسفی، علی، (۱۳۹۲) "رابطه رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی در بخش نفت با تأکید بر نوسانات قیمت آن (مطالعه موردی اقتصاد ایران)"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۲، ص ۲۱-۱.
- پورکاظمی، محمدحسین، ابراهیمی، ایلناز، (۱۳۸۷) "بررسی منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در خاورمیانه"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۴، ص ۷۱-۵۷.
- درگاهی، حسن، بهرامی غلامی، مینا، (۱۳۹۰) "عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در اقتصادهای منتخب کشورهای صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) و توصیه‌های سیاستی برای ایران: رویکرد داده‌های پانل"، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی، شماره ۱، ص ۹۹-۷۳.
- سلیمی‌فر، مصطفی، دهنوی، جلال، (۱۳۸۸) مقایسه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای OECD و کشورهای در حال توسعه: تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل"، مجله دانش و توسعه، شماره ۲۹، ص ۲۰۰-۱۸۱.
- فطرس، محمدحسن، غفاری، هادی، شهبازی، آزاده، (۱۳۸۹) "مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی ایران

- Emissions, energy consumption and economic growth in Middle East countries: A panel data analysis”, *Energy Policy*, 1-10.
- Pedroni, P., (2004) “Panel co-integration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis”, *Econometric Theory*, No.3: 597-625.
  - Pesaran, M. H., (2007) “A simple panel unit root test in presence of cross section dependence”, *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265-312.
  - Pesaran, H., Shin, Y. and Smith, R., (1999) “Pooled Mean Group estimation and dynamic heterogeneous panels”, *Journal of the American Statistical Association*, 94: 621-634.
  - Saboori, B., Sulaiman, J. and Mohd, S., (2012) “Economic growth and CO2 emissions in Malaysia: A cointegration analysis of the Environmental Kuznets Curve”, *Energy policy*, 51: 184-191.
  - Shahbaz, M., Zeshan, M. and 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”, *Econ. Model*, 29: 2310-2319.
  - Simoes, C. N., (2011) “Education composition and growth: A pooled mean group analysis of OECD countries”, *Panoeconomicus*, 4: 455-471.
  - Stern, D. I. (1993) “Energy use and economic growth in the USA, A multivariate approach”, *Energy Economics*, No. 15: 137 -150.
  - Stern, D. I. and Cleveland, C. J. (2004) “Energy and economic growth, reseller”, *Working Papers in Economics* 0410.
  - Westerlund, J., (2007) “Testing for error correction in panel data”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69 (6): 709-748.
  - Revisited in African Countries”, *Energy Policy*, 39: 7408-7421.
  - Farhani, S., Chaibi, A. and Rault, C., (2014) “CO2 emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia”, *Economic Modeling*, 38: 426-434.
  - Grossman, G. and Krueger, A., (1991) “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement”, *NBER Working Paper*, No. 3914.
  - Grossman, G. and Krueger, A., (1995) “Economic growth and the environment”, *Q. J. Econ*, 110: 353-377.
  - Halicioglu, F., (2009) “An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey”, *Energy Policy*, 37: 1156-1164.
  - Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y., (2003) “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, No.115: 53-74.
  - Iwata, H., Okada, K. and Samreth, S., (2010) “A note on the environmental Kuznets curve for CO2: A pooled mean group approach”, *Applied Energy*, No.88: 1986-1996.
  - Kao, C., (1999) “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data”, *Journal of Econometrics*, No.90: 1-44.
  - Levin, A., Lin, C. and Chu, C. J., (2002) “Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of Econometrics*, No. 108: 1-24.
  - Lopez, R. and Mitra, L., (2000) “Corruption, pollution and the Kuznets environment curve”, *Journal of Environmental Economics and Management*, No. 40: 137-150.
  - Ozcan, B., (2013) “The nexus between carbon