

اثر سالخوردگی جمعیت، رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن در منطقه خاورمیانه: کاربرد مدل هم‌جمعی پنل

محمدحسن طرازکار*^۱، نوید کارگر ده‌بیدی^۲

۱ استادیار اقتصاد کشاورزی، بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران
۲ دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط‌زیست، بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۲۱؛ تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۷/۰۹)

چکیده

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر کوتاه مدت و بلندمدت سالخوردگی جمعیت، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و شهرنشینی بر میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن، در کشورهای منطقه خاورمیانه است. برای این منظور داده‌های ۱۲ کشور منطقه در طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۳ مورد استفاده قرار گرفت. در این مطالعه با توجه به نتایج آزمون‌های ایستایی از رویکرد مدل هم‌جمعی پنل استفاده شد. هم‌چنین بر اساس نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو به منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب از روش‌های (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد که یک رابطه بلند مدت معناداری میان سالخوردگی جمعیت، رشد اقتصادی، مصرف انرژی، شهرنشینی با میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن وجود دارد. بر این اساس یک رابطه U شکل میان سالخوردگی جمعیت و انتشار آلودگی وجود دارد. به طوری که در ابتدا با افزایش جمعیت مسن، میزان انتشار گاز CO₂ کاهش یافته، اما در نقطه مرزی حدود ۳ درصد، سرانه انتشار آلودگی روند صعودی پیدا می‌کند. هم‌چنین نتایج نشان داد که افزایش نسبی در شهرنشینی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار گاز CO₂ دارند.

کلید واژه‌ها: انتشار دی‌اکسید کربن، سالخوردگی جمعیت، شهرنشینی، پنل هم‌جمعی، خاورمیانه

سرآغاز

طی سال‌های اخیر گرم شدن زمین و تغییرات اقلیمی از جمله مهم‌ترین تهدیدهای بالقوه محیط‌زیست محسوب می‌شوند (Miah et al., 2010). نرخ افزایش دمای زمین در مقایسه با پنجاه سال گذشته نزدیک به دو برابر شده است و پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۱۰۰ درجه حرارت زمین در حدود ۶/۴ درجه سانتیگراد افزایش یابد (Barros et al., 2014). همچنین افزایش دما و تغییرات اقلیمی بر روی زمین در مقایسه با دریاهای آزاد و اقیانوس‌ها شدیدتر شده است (Seneviratne et al., 2016). در این میان کشورهای واقع در خاورمیانه و شمال آفریقا^(۱) (MENA) به دلیل دارا بودن آب و هوای خشک و بیابان‌های گسترده، بیشتر از سایر مناطق در معرض تغییرات اقلیمی و گرمایش زمین هستند. (Almazroui Lelieveld et al., 2012; Ozturk Önoğlu et al., 2014; Basha et al., 2015; 2013; et al., 2015). نتایج مطالعات در منطقه منا نشان می‌دهد که علاوه بر متوسط درجه حرارت، حداکثر دما و دفعات تکرار آن نیز به شدت افزایش یافته است (Tanarhte et al., 2015) و پیش‌بینی می‌شود تا اواسط قرن ۲۱ میانگین دمای منطقه که در حال حاضر ۴۳ درجه سانتیگراد است، به ۴۶ درجه و در پایان قرن ۲۱ به ۵۰ درجه سانتیگراد افزایش یابد (Lelieveld et al., 2016).

تغییرات اقلیمی در منطقه خاورمیانه از عوامل مختلفی نشأت گرفته است (United Nations, 2004). اما افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای^(۲) (GHG) ناشی از فعالیت‌های بشری، به عنوان عامل اصلی گرم شدن و تغییرات اقلیمی در سطح جهانی و خاور میانه شناخته می‌شود (Miah et al., 2010). انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در این منطقه با نرخ بالایی رشد یافته و طی سی سال گذشته، میزان انتشار این گاز تقریباً دو برابر شده است (Al-Mulali & Ozturk, 2015). مهم‌ترین عواملی که منجر به افزایش شدید انتشار گاز CO₂ در منطقه خاورمیانه شده است، عبارت‌اند از تغییر ساختار جمعیت، افزایش شهرنشینی و رشد اقتصادی (World Bank, 2014). بنابراین، منطقه خاورمیانه تنها از نقطه نظر تغییرات اقلیمی مانند گرم شدن هوا، طوفان شن و کمبود بارندگی رنج نمی‌برد (Al-Mulali & Ozturk, 2015)، بلکه با تغییرات اساسی در ساختار جمعیت و رشد شهرنشینی نیز مواجه است.

همانند سایر مناطق دنیا، ساختار جمعیت در کشورهای آسیایی و خاورمیانه نیز به سرعت در حال تغییر است. این تغییرات با کاهش سهم کودکان از جمعیت کل و افزایش در سهم افراد مسن همراه

است که باید آن را در نتیجه بهبود وضعیت بهداشت عمومی، آگاهی بیشتر راجع به شیوه‌های صحیح زندگی و پیشرفت تجهیزات پزشکی قلمداد نمود (Shakoori, 2010). این موارد منجر به افزایش طول عمر و کاهش میزان مرگ و میر در تمام کشورها شده است، به طوری که پیش‌بینی می‌شود در سال ۲۰۵۰ جمعیت افراد بالای ۶۰ سال از مرز دو میلیارد نفر و جمعیت افراد بالای ۸۰ سال از مرز ۴۰۰ میلیون نفر تجاوز خواهد کرد. در حال حاضر بیش از ۶۰ درصد جمعیت کره زمین و بیش از ۵۰ درصد افراد مسن در قاره آسیا زندگی می‌کنند. مطالعات نشان می‌دهد که تا سال ۲۰۳۰ حدود ۲۰ درصد جمعیت ساکن در منطقه خاورمیانه را افراد مسن تشکیل دهند (United Nations, 2015).

منطقه خاورمیانه پس از آمریکای لاتین، با نرخ رشدی معادل ۷۵ درصد، بالاترین نرخ شهرنشینی را دارا است (Moghadam, 2010). فرایند شهرنشینی در کشورهای صنعتی و توسعه یافته، همگام با روند تحولات تاریخی و هماهنگ با توسعه بخش صنعت بوده است. عدم وجود این نوع هماهنگی و رشد سریع‌تر شهرنشینی در کشورهای در حال توسعه سبب شده است تا توسعه اقتصادی، سالم و پویا شکل نگیرد. شهرنشینی شتابان، پیامدهای گوناگونی دارد که در نهایت مجموعه‌ای از بحران‌های اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیست را به وجود می‌آورد (Fetros & Mahboodi, 2011). از سوی دیگر لازمه رشد اقتصادی در هر کشور مصرف انرژی است. اما مصرف انرژی و به ویژه مصرف سوخت‌های فسیلی، موجب انتشار آلاینده‌های محیط‌زیست می‌شود. بنابراین، از یک طرف مصرف انرژی به منزله عامل محرک رشد اقتصادی و بهبود کیفیت زندگی انسان تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب انتشار آلاینده‌ها و تخریب محیط‌زیست می‌گردد. به ویژه در مواردی که انرژی به شکل ناکارآمد مصرف شود، فرآیند تولید این آلاینده‌ها تشدید می‌شود (Ostadzad & Bohlooli, 2015). مجموعه عواملی شامل رشد اقتصادی، افزایش جمعیت و شهرنشینی موجب شده که منطقه خاورمیانه پس از آفریقا با نرخ رشدی معادل ۲/۴ درصد در سال، دارای بالاترین نرخ رشد مصرف سرانه انرژی در جهان باشد. همچنین پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۴۰ مصرف سرانه انرژی در این منطقه بیش از ۹۵ درصد افزایش یابد (IEO, 2016).

با توجه به مطالب فوق، در این مطالعه اثر تغییرات ساختاری جمعیت (سالخوردگی جمعیت و شهرنشینی)، رشد اقتصادی و سرانه مصرف انرژی بر انتشار گاز CO₂ به عنوان مهم‌ترین عامل تغییرات اقلیمی و گرمایش زمین در منطقه خاورمیانه بررسی شده است.

پیشینه تحقیق

با توجه به اهمیت انتشار گازهای گلخانه‌ای، مطالعه‌های متعددی به بررسی تاثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر انتشار گاز CO₂ پرداخته شده است (Shahbaz et al., 2012). اما در مطالعه‌های مرتبط با تاثیر ساختار جمعیتی و شهرنشینی بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن، سالخوردگی جمعیت بیشترین توجه را به خود اختصاص داده است (Catton & Dunlap, 1978).

بیشتر صاحب‌نظران اقتصادی بر این باورند که سالخوردگی جمعیت، یک بحران برای کشورهای توسعه یافته و به ویژه کشورهای اروپایی است (Yavari & Ahmadzadeh, 2010). در مقابل اندیشمندان محیط‌زیست، سالخوردگی جمعیت را پدیده‌ای مناسب برای اکوسیستم‌ها و منابع طبیعی می‌دانند. این صاحب‌نظران بر این باورند که کاهش جمعیت و کاهش نرخ زاد و ولد و در نهایت سالخوردگی جمعیت سبب کاهش فشار بر محیط‌زیست شده و منجر به کاهش انتشار آلودگی می‌شود (Liddle, Dalton et al., 2008; Ehrlich & Ehrlich, 2004; 2011). البته نتایج برخی مطالعه‌ها نیز حاکی از آن است که افراد سالخورده نسبت به افراد جوان و کم سن و سال، انرژی بیشتری مصرف نموده و آلودگی بیشتری تولید می‌نمایند. از جمله دلایل آن می‌توان به استفاده از پس‌اندازها برای نیازهای مصرفی و بهداشتی، داشتن خودرو شخصی و غیره اشاره کرد (Liddle, 2004; Okada, 2012; York, 2007). همچنین نتایج برخی مطالعه‌ها از عدم تاثیر سالخوردگی بر کاهش یا افزایش آلودگی‌های محیط‌زیست دلالت دارد (Liddle & Lung, 2010; Liddle, 2014; Martinez-Zarzoso & Maruotti, 2011). و در مقابل برخی از مطالعات یک رابطه U- وارون میان سالخوردگی جمعیت و انتشار گازهای گلخانه‌ای را نشان می‌دهند (Okada, 2012). بدین مفهوم که با افزایش تعداد افراد سالخورده به کل جمعیت، ابتدا میزان آلودگی سرانه هوا افزایش یافته، اما از مقداری مشخص به بعد با افزایش سالخوردگی جمعیت، میزان آلودگی هوا کاهش می‌یابد.

همچنین برخی از محققین اثر مصرف سرانه انرژی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای و به ویژه گاز دی‌اکسید کربن را در کشورها و مناطق مختلف مورد بررسی قرار داده‌اند (Shahbaz et al., 2012; Farhani et al., 2013; Shabaz et al., 2013; Shabaz et al., 2014; Farhani & Shahbaz, 2014; Magazzino, 2016; Shabaz et al., 2016; Ahmad et al., 2016). نتایج این مطالعه‌ها حاکی از یک رابطه مثبت و مستقیم

میان سرانه مصرف انرژی و انتشار گاز CO₂ است.

از سوی دیگر اثر شهرنشینی نیز به عنوان یکی از موضوعات مطرح در مباحث دموگرافی، روی مصرف انرژی و محیط‌زیست قابل تامل است (Yavari & Ahmadzadeh, 2010). در این مورد نیز دو دیدگاه کاملاً متفاوت وجود دارد. دیدگاه اول بر این باور است که با افزایش شهرنشینی، ساختار اقتصادی از حالت کشاورزی به صنعتی تغییر یافته و در نتیجه میزان انتشار آلودگی از جمله انتشار گازهای گلخانه‌ای افزایش می‌یابد. بنابراین، یک رابطه مستقیم و مثبت میان رشد شهرنشینی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد. دیدگاه دوم بر این نکته تاکید دارد که با افزایش شهرنشینی، استفاده از زیرساخت‌ها، سیستم حمل و نقل و انرژی کارتر شده و جمعیت شهرنشین در مقایسه با جمعیت روستایی از انرژی به طور بهینه‌تری استفاده نموده و بنابراین، یک رابطه معکوس میان رشد شهرنشینی و آلودگی هوا وجود دارد (Alam et al., 2007).

بر همین اساس نتایج مطالعه‌های مختلف از تاثیر متفاوت رشد شهرنشینی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای دلالت دارد. بر این اساس نتایج برخی از مطالعه‌ها حاکی از ارتباط مستقیم و مثبت میان شهرنشینی و میزان انتشار گاز CO₂ است (Shabaz et al., 2016; Shabaz et al., 2014; Knight et al., 2013; Liddle & Lung, 2010). در مقابل نتایج تعدادی از مطالعه‌ها نیز رابطه معکوس و منفی میان رشد شهرنشینی و میزان انتشار گاز CO₂ را نشان می‌دهند (Fang et al., 2012; Liddle, 2004).

با توجه به نتایج متفاوتی که از مطالعات مختلف به دست آمد، بررسی چگونگی اثرگذاری ساختار جمعیت و بویژه سالخوردگی جمعیت و گسترش شهرنشینی بر میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای در منطقه خاورمیانه ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین، در این مطالعه اثر سالخوردگی جمعیت، رشد شهرنشینی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی بر انتشار گاز CO₂ برای ۱۲ کشور واقع در منطقه خاور میانه طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ میلادی مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

جامعه آماری در این پژوهش، کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه، شامل کشورهای ایران، بحرین، لبنان، مصر، عمان، امارات، اردن، مصر، عربستان، ترکیه، قبرس و یمن است که در محدوده زمانی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ میلادی مورد ارزیابی قرار گرفتند. لازم به

روش در این نکته است که اثرگذاری جمعیت بر تخریب محیط‌زیست را به صورت کشش واحد در نظر می‌گیرد. به عبارتی کشش جمعیتی انتشار آلودگی را برای کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته یکسان در نظر می‌گیرد. چنانچه این کشش در کشورهای مختلف یکسان نباشد، فرض مربوطه در چارچوب منحنی محیط‌زیستی کوزنتس نقض می‌شود (Poumanyong & Kaneko, 2010). بر این اساس در این مطالعه به منظور بررسی اثر سالخوردگی جمعیت، رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر آلودگی هوا از مدل ارائه شده توسط (Okada, 2012) استفاده شد. فرم عمومی این مدل به صورت رابطه (۱) است.

$$\ln CO_{2it} = a + B_1 \ln P_{Elder.it} + B_2 \ln P_{Elder.it}^2 + B_3 \ln UP_{it} + B_4 \ln GDP_{it} + B_5 \ln EC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ضریب β_3 مثبت باشد. در خصوص تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی)، چنانچه بهبود رشد و توسعه اقتصادی کشور همراه با انتشار آلودگی باشد، انتظار می‌رود که ضریب β_4 مثبت و در غیر این صورت ضریب رشد اقتصادی β_4 منفی خواهد بود. همچنین انتظار بر آن است که با افزایش میزان مصرف انرژی، میزان انتشار آلودگی افزایش یابد و به عبارتی ضریب β_5 مثبت باشد.

روش برآورد مدل

در مدل‌های ترکیبی نیز همانند مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها مساله رگرسیون ساختگی مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا ناشی از وجود متغیر زمان به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نمی‌باشد (Baltagi, 2008). بنابراین کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی برای تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. در این پژوهش به منظور بررسی ایستایی متغیرها از دو آزمون (Im et al., 2003) و آزمون فیشر (PP) استفاده شده است.

آزمون هم‌جمعی در داده‌های ترکیبی

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، روش هم‌جمعی می‌تواند مفید واقع شود. مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی آن است که با وجود غیر ایستا بودن اغلب سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهش‌ی، در بلندمدت ممکن است که یک

ذکر است که کشورهای دیگری در این منطقه حضور دارند که به دلیل نقص داده‌ها از نمونه منتخب حذف شدند.

مبانی نظری

ارتباط میان رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست از طریق برآورد منحنی محیط‌زیستی کوزنتس (EKC)^(۳) مورد بررسی قرار می‌گیرد. منحنی محیط‌زیستی کوزنتس ارتباط رشد اقتصادی هر کشور را که به وسیله تولید ناخالص داخلی سرانه اندازه‌گیری می‌شود با شاخص‌های تخریب محیط‌زیست مانند انتشار گازهای گلخانه‌ای و به‌ویژه انتشار گاز CO_2 بررسی می‌کند. اشکال این

که در رابطه فوق، \ln معرف لگاریتم طبیعی است. همچنین CO_2 : میزان سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن (بر حسب تن در سال) است. P_{Elder} سالخوردگی جمعیت که به صورت نسبت جمعیت مسن (بالای ۶۵ سال) به کل جمعیت اندازه‌گیری می‌شود و بر حسب درصد است. لازم به ذکر است که در بسیاری از کشورها سن ۶۵ سالگی را به عنوان سن سالمندی پذیرفته‌اند؛ اما این بازه سنی در همه کشورهای جهان یکسان نیست. در واقع این تعریف تا حدی توافقی است و معمولاً سنی که فرد مستحق دریافت مستمری می‌شود به عنوان سن سالمندی تلقی می‌شود. با این حال بیشتر داده‌های موجود در این زمینه بر اساس سن ۶۵ سال گردآوری شده است و در این مطالعه منظور از سالخوردگی افراد با سن ۶۵ سال و بالاتر است. UP : رشد جمعیت شهرنشین و بر حسب درصد افرادی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند. GDP : تولید ناخالص داخلی سرانه (بعنوان شاخصی از رشد اقتصادی) که برحسب دلار و قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۱ محاسبه می‌شود. EC : مصرف سرانه انرژی نیز بر حسب کیلوگرم معادل نفت خام است. عبارت ε_{it} جزء اختلال مدل را نشان می‌دهد.

در مدل فوق، با فرض آن که رابطه سالخوردگی جمعیت و آلودگی محیط‌زیست به صورت U وارون باشد، ضریب β_1 مثبت و ضریب β_2 منفی خواهد بود. در صورتی که ضریب β_1 منفی و ضریب β_2 مثبت باشد، رابطه انتشار گاز CO_2 و سالخوردگی جمعیت به صورت U شکل خواهد بود. بدین مفهوم که در ابتدا با افزایش جمعیت سالخورده میزان انتشار این گاز کاهش یافته، اما در ادامه روندی صعودی خواهد داشت. همچنین انتظار می‌رود که با افزایش شهرنشینی، سرانه انتشار آلودگی افزایش پیدا کند و به عبارتی

گروهی. چنانچه از بین این هفت آماره پدرونی، حداقل چهار آماره معنی‌دار باشند، می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد.

در آزمون‌های درون‌گروهی عوامل زمانی در نظر گرفته می‌شود. این گروه از آزمون‌ها امکان بررسی ناهمگنی در بین بخش‌ها را فراهم می‌آورد. این آماره‌ها بیانگر متوسط آماره آزمون‌های هم‌جمعی پانلی در طول مقاطع هستند. فرضیه‌های این دسته از آماره‌ها برای تمام آنها به صورت زیر است. در این جا λ_i برای تمامی مقاطع ارزش یکسانی دارند و فرضیه‌های انجام این آزمون به صورت زیر است.

گروه دوم آزمون‌های پدرونی، بین گروهی نام دارد. فرضیه‌های این دسته از آماره‌ها برای تمام 1ها به صورت روابط زیر است. لازم به ذکر است که در این جا λ_i برای مقاطع مختلف از لحاظ ارزشی یکسان نیستند و فرضیه صفر نیز بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرها است.

$$H_0 : \lambda_i = 1$$

$$H_1 : \lambda_i < 1$$

کائو (Kao, 1999) به منظور انجام آزمون هم‌جمعی پنل از همان رویکرد اولیه پدرونی استفاده می‌کند با این تفاوت که تنها اثرات ثابت مقاطع و ضرایب همگن متغیرها را در رگرسیون اولیه در نظر می‌گیرد. به کمک روابط (۴ و ۵) این رویکرد تشریح می‌شود.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta \chi_{it} + e_{it} \quad (4)$$

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \quad (5)$$

$$\chi_{it} = \chi_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $i = 1, 2, \dots, N$ برای هر یک از کشورهای موجود در مدل و $t = 1, 2, \dots, T$ اشاره به دوره زمانی دارد و α_i اثرات ثابت را نشان می‌دهد. به منظور آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی پسماندهای رابطه (۴) در رابطه (۶) قرار داده می‌شود.

$$e_{it} = pe_{it-1} + v_{it} \quad (6)$$

در این پژوهش به منظور آزمون رابطه هم‌جمعی از هر دو روش پدرونی (Pedroni, 2004) و کائو (Kao, 1999) استفاده شده است. چنانچه نتایج هر دو آزمون وجود رابطه بلندمدت را تایید نماید، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است. در سال‌های اخیر رویکردهای محدودی برای تخمین بردار

ترکیب خطی از متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشند. در واقع با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌جمعی این روابط بلندمدت کشف می‌شوند. آزمون‌های هم‌جمعی پنلی دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌جمعی برای هر مقطع به صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (Baltagi, 2008). در داده‌های پنل به منظور آزمون رابطه هم‌جمعی از روش‌های پدرونی (Pedroni, 2004) و کائو (Kao, 1999) استفاده می‌شود.

در آزمون هم‌جمعی پدرونی، امکان وجود اثرات ثابت و روندهای زمانی ناهمگن در بین مقاطع به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود (Pedroni, 2004):

$$H_0 : \lambda_i = 1$$

$$H_1 : \lambda_i = \lambda < 1$$

(۲)

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i} \chi_{1it} + \beta_{2i} \chi_{2it} + \dots + \beta_{mi} \chi_{mit} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $i = 1, 2, \dots, N$ برای هر یک از کشورهای موجود در مدل و $t = 1, 2, \dots, T$ اشاره به دوره‌ی زمانی داشته و m به تعداد متغیرهای توضیحی اشاره دارد. δ_i و α_i امکان بررسی اثرات ثابت خاص بخش‌ها و همچنین روندهای معین را فراهم می‌سازند. ε_{it} پسماندهای حاصل از رابطه (۲) است. به منظور انجام آزمون هم‌جمعی، از پسماند رابطه بالا استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۳) است:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

فروض انجام آزمون هم‌جمعی پانلی به صورت زیر است:

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : \rho < 1$$

که فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها در تمام مقاطع و فرضیه آلترناتیو نشان‌دهنده وجود هم‌جمعی بین متغیرهاست.

در آزمون هم‌جمعی پدرونی هفت آماره مختلف در دو گروه متمایز برای بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در مدل‌های پنل ناهمگن معرفی می‌شود (Pedroni, 2004). گروه اول آزمون‌ها مشهور به درون‌گروهی است که عبارتند از: ۱. آماره V پنل، ۲. آماره RHO پنل، ۳. آماره PP پنل، ۴. آماره ADF پنل. گروه دوم آزمون‌ها به آزمون بین‌گروهی معروفند و عبارتند از: ۱. آماره RHO گروهی، ۲. آماره PP گروهی، ۳. آماره ADF

مصرف انرژی سرانه و جمعیت شهرنشین به صورت سری زمانی هستند و در طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ میلادی از منابع مختلفی شامل پایگاه داده‌های بانک جهانی جمع‌آوری شدند. به منظور برآورد مدل در این پژوهش از نرم‌افزارهای STATA13 و EViews9 استفاده شد.

یافته‌ها

آزمون ایستایی از مهم‌ترین آزمون‌ها برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد است و قبل از هر چیزی در تخمین مدل‌های داده‌های ترکیبی نیز مانند مدل‌های سری زمانی لازم است ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) گزارش شده است. نتایج نشان داد تمامی متغیرها بر اساس هر دو آزمون ایستایی (Im et al., 2003) و فیشر (PP) فرض صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد در سطح رد نشده است و متغیرهای موردنظر در سطح ایستا نمی‌باشند. اما تفاضل مرتبه اول آن‌ها ایستا است و تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

هم‌جمعی پنل مورد استفاده قرار گرفته است. رویکرد اول استفاده از روش حداقل مربعات اصلاح‌شده^(۴) (FMOLS) است که توسط (Pedroni, 2000) برای تخمین روابط بلندمدت هم‌جمعی پنل معرفی شده است. رویکرد دوم استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا^(۵) (DOLS) است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی، واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد و توسط (Stock & Watson, 2004) معرفی شد. از مهم‌ترین مزیت‌های این دو روش در مقایسه با دیگر تخمین‌زنده‌های بردار هم‌جمعی این است که در نمونه‌های کوچک کاربرد داشته، از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است. در این مطالعه به منظور تخمین بردار هم‌جمعی پنل از رویکرد اول (FMOLS) استفاده شد.

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش نظیر سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن، سرانه تولید ناخالص داخلی، سالخوردگی جمعیت،

جدول (۱): نتایج ایستایی متغیرهای مورد مطالعه

وضعیت ایستایی	فیشر (PP)		لوین، لین و چاو (LLC)		متغیرها
	وقفه	سطح	وقفه	سطح	
I(1)	۳۳۰/۵۸۴*** (۰/۰۰۰)	۲۹/۷۴۳ (۰/۱۹۳)	-۱۰/۰۱۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۲۶۵ (۰/۳۹۵)	سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن
I(1)	۱۱۹/۶۳۹*** (۰/۰۰۰)	۱۸/۹۷۸ (۰/۷۵۳)	-۵/۳۱۱*** (۰/۰۰۰)	-۰/۶۸۳ (۰/۷۵۳)	سالخوردگی جمعیت
I(1)	۱۱۶/۵۸۶*** (۰/۰۰۰)	۳۲/۴۹۶ (۰/۱۱۵)	-۵/۷۵۹*** (۰/۰۰۰)	-۰/۱۱۵ (۰/۴۵۴)	سرانه تولید ناخالص داخلی
I(1)	۱۳۸/۰۸۵*** (۰/۰۰۰)	۱۹/۸۶۹ (۰/۷۰۴)	-۶/۹۴۱*** (۰/۰۰۰)	۰/۷۶۶ (۰/۷۷۸)	مصرف انرژی سرانه
I(1)	۱۵۹/۳۵۴*** (۰/۰۰۰)	۲۸/۱۱۴ (۰/۷۳۴)	-۷/۴۰۸*** (۰/۰۰۰)	۰/۳۶۵ (۰/۹۹۸)	جمعیت شهرنشین

ماخذ: یافته‌های تحقیق (*، **، *** به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.)

پنل برآورد می‌شود. همچنین با توجه به نتایج آزمون هاسمن که در جدول (۲) آورده شده است، آماره کای-دو محاسباتی معنی‌دار نمی‌باشد و فرضیه صفر مبنی بر به کارگیری روش اثرات تصادفی رد نشده و به منظور برآورد ضرایب مدل از روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

جدول (۲): نتایج آزمون همگنی و هاسمن

آزمون همگنی	آزمون هاسمن
آماره (F _{TEST})	آماره (χ^2)
۱۰/۹۷۳ (۰/۰۰۰)	۶/۱۲۸ (۰/۲۹۳)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در استفاده از الگوی داده‌های ترکیبی قبل از برآورد الگو علاوه بر انجام آزمون ریشه واحد، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن حایز اهمیت است. آزمون همگنی به منظور تعیین برابری عرض از مبداها (Pooled Data) با حالت تفاوت در عرض از مبدا (Panel Data) است و به کمک آماره F انجام می‌شود. آزمون هاسمن به منظور انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی صورت می‌گیرد که نتایج هر دو آزمون در جدول (۲) آورده شده است. مقدار آماره آزمون همگنی مطابق نتایج جدول (۲) برابر با ۱۰/۹۷ به دست آمد. با توجه به معنی‌دار بودن آماره در سطح احتمال یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبداها رد می‌شود و مدل به صورت

وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو نیز در جدول (۴) بیان‌گر این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری یک درصد با قدرت رد می‌شود. به طور کلی نتایج هر دو آزمون هم‌جمعی پدرونی و کائو وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن را تایید می‌کنند.

جدول (۳): نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی

بین گروهی		درون گروهی	
۱/۶۲۴ (۰/۹۴۷)	آماره RHO گروهی	-۱/۸۴۵ (۰/۹۶۷)	آماره V پنل
-۱۰/۵۳۳*** (۰/۰۰۰)	آماره PP گروهی	-۰/۵۵۷ (۰/۷۱۱)	آماره RHO پنل
-۵/۳۳۹*** (۰/۰۰۰)	آماره ADF گروهی	-۵/۳۳۴*** (۰/۰۰۰)	آماره PP پنل
		-۳/۴۴۵*** (۰/۰۰۰)	آماره ADF پنل

ماخذ: یافته‌های تحقیق (***،**،*) به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

با کاهش نرخ رشد جمعیت و کاهش نرخ زاد و ولد و در نهایت سالخوردگی جمعیت مواجه هستند و بنابراین، انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش سالخوردگی جمعیت، فشار بر محیط‌زیست روندی کاهشی داشته باشد. در ادامه مراحل رشد اقتصادی به دلیل استفاده سالمندان از پس‌اندازها برای نیازهای مصرفی و بهداشتی، داشتن خودرو شخصی و غیره، افراد سالخورده نسبت به افراد جوان و کم سن و سال، انرژی بیشتری مصرف نموده و آلودگی بیشتری تولید نمایند.

در نمودار (۱) رابطه‌ی بلندمدت میان انتشار آلودگی و سالخوردگی جمعیت ارایه شده است. البته در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشند. همان‌طور که مشاهده می‌شود یک رابطه U شکل میان سالخوردگی جمعیت و انتشار آلودگی وجود دارد. با توجه به نمودار ترسیمی تقعر این منحنی در نقطه ۳ درصد است. از این رو انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش درصد جمعیت سالخوردگی به کل جمعیت، سرانه انتشار آلودگی کاهش یابد. این وضعیت تا قبل از مرز جمعیت ۳ درصد، ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود سرانه انتشار آلودگی افزایش پیدا کند. با توجه به مقدار فعلی جمعیت سالخوردگی در منطقه خاورمیانه که به طور میانگین حدود ۲/۸۵۹ درصد است و این میزان نزدیک به تقعر منحنی در مرز ۳ درصد است. بنابراین افزایش بیشتر این شاخص با مخاطرات محیط‌زیستی ناشی از روند صعودی دی‌اکسید کربن همراه خواهد بود.

به طور کلی با توجه به نتایج ایستایی متغیرها می‌توان نتیجه گرفت که شک وجود رگرسیون کاذب قابل تایید بوده و نیاز به بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو در جداول (۳ و ۴) ارایه شده است. نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی نشان می‌دهد که از بین هفت آماره بین گروهی و درون گروهی، بیشتر آماره‌ها (چهار آماره) در سطح یک درصد معنی‌دار هستند و می‌توان فرض صفر مبتنی بر عدم

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌جمعی کائو

آماره ADF	-۵/۰۶۵*** (۰/۰۰۰)
-----------	-------------------

ماخذ: یافته‌های تحقیق (***،**،*) به ترتیب معنی‌داری در سطح

۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

به منظور برآورد رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب از روش‌های (FMOLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است که نتایج آن در جداول (۵ و ۶) ارایه شده است. لازم به توضیح است که کلیه پارامترهای مدل تصحیح خطا به شکل تفاضل مرتبه اول هستند. مقادیر ضرایب به دست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه انتشار آلودگی نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر نمود. تصریح به دست آمده قادر است بیش از ۹۸ درصد از تغییرات سرانه انتشار دی‌اکسید کربن را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح نماید.

نتایج جدول (۵) حاکی از وجود یک رابطه U شکل میان سرانه آلودگی ناشی از انتشار گاز دی‌اکسید کربن و سالخوردگی جمعیت در بلندمدت است و ضرایب هر دو جمله متغیر سالخوردگی جمعیت در سطح یک درصد حایز اهمیت آماری است. بر این اساس در بلندمدت، با افزایش نسبت افراد مسن به کل جمعیت، ابتدا سرانه انتشار آلودگی کاهش می‌یابد، اما در نهایت روندی صعودی پیدا می‌کند. در توجیه این واکنش انتشار گاز دی‌اکسید کربن به رشد جمعیت سالخورده می‌توان گفت اکثر کشورهای خاورمیانه جز کشورهای در حال توسعه هستند و در ابتدای فرآیند رشد اقتصادی،

جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد بلندمدت اثر سالخوردگی جمعیت بر سرانه انتشار دی‌اکسید کربن

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
توان اول سالخوردگی جمعیت	-۰/۰۶۶***	۰/۰۱۰	-۶/۰۸۶	۰/۰۰۰
توان دوم سالخوردگی جمعیت	۰/۰۳۰***	۰/۰۱۳	۲/۳۵۴	۰/۰۱۹
سرانه تولید ناخالص داخلی	۰/۱۳۷***	۰/۰۲۳	۵/۷۴۷	۰/۰۰۰
مصرف انرژی سرانه	۰/۹۳۳***	۰/۰۲۶	۳۴/۷۶۱	۰/۰۰۰
جمعیت شهرنشین	۰/۰۱۷***	۰/۰۰۱	-۱/۸۷۴	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۹۸۷		Sum squared resied = ۳/۳۴۲		
Adjusted R- squared = ۰/۹۸۶		SE. of regression = ۰/۱۱۳		
Mean dependent var = ۱/۷۳۹		SD. Dependent var = ۰/۹۸۵		

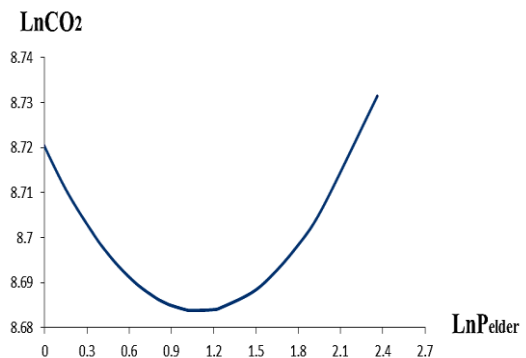
یافته‌های تحقیق (***،**،*،) به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

جدول (۶): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای اثر سالخوردگی جمعیت بر سرانه انتشار دی‌اکسید کربن

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تفاضل مرتبه اول توان اول سالخوردگی جمعیت	-۰/۰۹۴	۰/۲۶۱	-۰/۳۶۰	۰/۷۱۸
تفاضل مرتبه اول توان دوم سالخوردگی جمعیت	۰/۰۴۴	۰/۰۶۲	۰/۷۰۱	۰/۴۸۳
تفاضل مرتبه اول سرانه تولید ناخالص داخلی	۰/۱۵۵	۰/۰۹۸	۱/۵۷۷	۰/۱۱۵
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی سرانه	۰/۷۲۸***	۰/۰۷۴	۹/۷۱۶	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول جمعیت شهرنشین	۰/۱۰۶	۰/۱۵۱	۰/۷۰۱	۰/۴۸۳
جمله تصحیح خطا	-۰/۴۶۶***	۰/۰۵۳	-۸/۷۶۰	۰/۰۰۰
R-squared = ۰/۳۸۲		Durbin-Watson stat = ۱/۹۶۸		
Adjusted R- squared = ۰/۳۷۰		SE. of regression = ۰/۰۹۳		
Mean dependent var = ۰/۰۱۳		SD. Dependent var = ۰/۱۱۸		

ماخذ: یافته‌های تحقیق (***،**،*،) به ترتیب معنی داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که سرانه تولید ناخالص داخلی تأثیری مثبت بر سرانه انتشار آلودگی دارد، به طوری که با افزایش ۱۰ درصدی این شاخص، انتظار می‌رود سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت حدود ۱/۴ درصد افزایش یابد. بنابراین، روند رشد و توسعه اقتصادی در منطقه خاورمیانه با مخاطرات محیط‌زیستی ناشی از انتشار آلودگی همراه است. استفاده از متغیر مصرف انرژی در این مطالعه به این دلیل است که شاخصی مناسب برای سطح به کارگیری از سوخت‌های فسیلی است. مطابق نتایج جداول (۵) و (۶) اثر این متغیر در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار است و ضرایب آن نیز درخور توجه است. به طوری که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۹/۳ درصد و در کوتاه مدت حدود ۷/۲ درصد افزایش می‌یابد.



نمودار (۱): رابطه‌ی بلندمدت میان سالخوردگی جمعیت و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در منطقه خاورمیانه (ماخذ: یافته‌های تحقیق)

اقتصادی در منطقه خاورمیانه منجر به افزایش سرانه انتشار آلودگی می‌شود. تاثیر مثبت معیار رشد اقتصادی بر انتشار آلودگی با مطالعه‌های (Okada, 2012; Shabaz et al., 2016; Mikayilov et al., 2018) سازگار است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود کشورهای منطقه برنامه‌های رشد و توسعه اقتصادی خود را با در نظر گرفتن مسایل محیط‌زیست و به ویژه آلودگی هوا طراحی نمایند. همچنین پیشنهاد می‌شود تا حد امکان در فرایند رشد اقتصادی از تکنولوژی‌های پاک و دوست‌دار محیط‌زیست استفاده شود.

مصرف انرژی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای بالاترین ضریب در انتشار آلودگی بود و با نتایج مطالعه‌ها (Magazzino, 2016; Shabaz et al., 2016; Ahmad et al., 2016) سازگار است. بر این اساس پیشنهاد می‌شود با اتخاذ سیاست‌هایی مانند وضع عوارض و مالیات‌های محیط‌زیستی بر استفاده بی‌رویه از سوخت‌های فسیلی و سرمایه‌گذاری هر چه بیشتر برای جایگزینی انرژی‌های پاک، به کاهش انتشار آلودگی کمک شایانی نمایند. در این میان تولید و مصرف انرژی‌های برق‌آبی، بادی و خورشیدی توصیه می‌شود.

در خصوص اثر شهرنشینی می‌توان گفت که افزایش جمعیت شهرنشین هر چند با اثرگذاری ناچیز، منجر به افزایش سرانه انتشار آلودگی می‌شود. تاثیر مثبت شاخص شهرنشینی بر انتشار آلودگی با مطالعه‌های (Knight et al., 2013; Shabaz et al., 2014; Shabaz et al., 2016) سازگار است. بنابراین، می‌بایست تمهیداتی از جانب سیاست‌گذاران اتخاذ شود تا رشد شهرها کمترین آسیب را به محیط وارد نماید. به عبارتی برنامه‌های توسعه شهرها هماهنگ با مباحث محیط‌زیست تدوین شود.

یادداشت‌ها

1. Middle East and North Africa
2. Green House Gasses
3. Environment Kuznets Curve
4. Fully Modified Ordinary Least Squares
5. Dynamic Ordinary least squares

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که شهرنشینی در منطقه خاورمیانه با اثرگذاری ناچیزی منجر به افزایش سرانه انتشار آلودگی می‌شود. به طوری که با ۱۰ درصد افزایش در جمعیت شهرنشین، انتظار می‌رود سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت حدود ۰/۱۷ درصد افزایش یابد. بنابراین، با افزایش شهرنشینی تقاضا برای استفاده از زیرساخت‌ها، حمل و نقل و انرژی طوری افزایش می‌یابد که سبب افزایش آلودگی محیط‌زیست و به ویژه آلودگی هوا می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۴۶ درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت کمی بیشتر از دو دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثر سالخوردگی جمعیت، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و شهرنشینی بر سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن در منطقه خاورمیانه مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ضرایب توان اول و دوم سالخوردگی جمعیت به ترتیب در سطح یک و پنج درصد معنادار است و رابطه‌ای U شکل میان سالخوردگی جمعیت و سرانه انتشار آلودگی برقرار است. این نتیجه‌گیری مبنی بر عدم وجود رابطه خطی میان سالخوردگی جمعیت و سرانه انتشار آلودگی با مطالعه (Okada, 2012) سازگار است. بر این اساس پیشنهاد می‌شود، برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در برنامه‌های خود جمعیت‌سالندان را نیز لحاظ نمایند. این موضوع می‌تواند به طور موثر بر انتشار آلودگی‌های محیط‌زیستی موثر باشد.

سرانه تولید ناخالص داخلی به عنوان معیاری از رشد اقتصادی نیز دارای تاثیری مثبت بر انتشار آلودگی است. به بیان دیگر رشد

فهرست منابع

Ahmad, A.; Zhao, Y.; Shabaz, M.; Bano, S.; Zhang, Z.; Wang, S. & Liu, Y. 2016. Carbon emissions, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. Energy Policy. 96: 131-143.

- Alam, S.; Fatima, A. & Butt, M. S. 2007. Sustainable development in Pakistan in the context of energy consumption demand and environmental degradation. *Journal of Asian Economics*. 18(5): 825-837.
- Almazroui, M. 2013. Simulation of present and future climate of Saudi Arabia using a regional climate model (PRECIS). *International Journal of Climatology*. 33(9): 2247-2259.
- Al-Mulali, U. & Ozturk, I. 2015. The effect of energy consumption, urbanization, trade openness, industrial output, and the political stability on the environmental degradation in the MENA (Middle East and North African) region. *Energy*. 84: 382-389.
- Baltagi, B. 2008. *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). John Wiley & Sons.
- Barros, V. R.; Field, C. B.; Dokke, D. J.; Mastrandrea, M. D.; Mach, K. J.; Bilir, T. E. & Girma, B. 2014. *Climate change 2014: impacts, adaptation, and vulnerability. Part B: regional aspects. Contribution of Working Group II to the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*.
- Basha, G.; Ouarda, T. B. M. J. & Marpu, P. R. 2015. Long-term projections of temperature, precipitation and soil moisture using non-stationary oscillation processes over the UAE region. *International Journal of Climatology*. 35(15): 4606-4618.
- Catton Jr, W. R. & Dunlap, R. E. 1978. Environmental sociology: A new paradigm. *The American Sociologist*. 41-49.
- Dalton, M.; O'Neill, B.; Prskawetz, A.; Jiang, L. & Pitkin, J. 2008. Population aging and future carbon emissions in the United States. *Energy economics*. 30(2): 642-675.
- Ehrlich, P. R. & Ehrlich, A. H. 2004. *One with Nineveh: Politics, Consumption and the Human Future*. Island Press, Washington, DC.
- Fang, W. S.; Miller, S. M. & Yeh, C. C. 2012. The effect of ESCOs on energy use. *Energy Policy*. 51: 558-568.
- Farhani, S. & Shahbaz, M. 2014. What role of renewable and non-renewable electricity consumption and output is needed to initially mitigate CO₂ emissions in MENA region?. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 40: 80-90.
- Farhani, S.; Shahbaz, M. & Arouri, M. E. H. 2013. *Panel analysis of CO₂ emissions, GDP, energy consumption, trade openness and urbanization for MENA countries*. University Library of Munich, Germany.
- Fetros, M. & Mahboodi, R. 2011. The causal relationship between energy consumption, urban population and environmental pollution in Iran. *Energy Economics Studies*. 7(27): 1-17. (in persian).
- IEO. 2016. *International Energy Outlook*, by U.S. Energy Information Administration (EIA). pp: 276.
- Im, K. S.; Pesaran, M. H. & Shin, Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*. 115(1): 53-74.
- Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*. 90(1): 1-44.
- Knight, K.; Rosa, E. & Schor, J. 2013. Could working less reduce pressures on the environment? A cross-national panel analysis of OECD countries, 1970-2007. *Global Environmental Change*. 23: 691-700.

- Lelieveld, J.; Hadjinicolaou, P.; Kostopoulou, E.; Chenoweth, J.; El Maayar, M.; Giannakopoulos, C.; & Xoplaki, E. 2012. Climate change and impacts in the Eastern Mediterranean and the Middle East. *Climatic Change*. 114(3-4): 667-687.
- Lelieveld, J.; Proestos, Y.; Hadjinicolaou, P.; Tanarhte, M.; Tyrlis, E. & Zittis, G. 2016. Strongly increasing heat extremes in the Middle East and North Africa (MENA) in the 21st century. *Climatic Change*. 137(1-2): 245-260.
- Liddle, B. & Lung, S. 2010. Age structure, urbanization, and climate change in developed countries: Revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts. *Population and Environment*. 31: 317-343.
- Liddle, B. 2004. Demographic dynamics and per capita environmental impact: Using panel regressions and household decompositions to examine population and transport. *Population and Environment*. 26(1): 23-39.
- Liddle, B. 2011. Consumption-driven environmental impact and age-structure change in OECD countries: A cointegration-STIRPAT analysis. *Demographic Research*. 24: 749-770.
- Liddle, B. 2014. Impact of population, age structure, and urbanization on carbon emissions/energy consumption: evidence from macro-level, cross-country analyses. *Population and Environment*. 35(3): 286-304.
- Magazzino, C. 2016. CO2 Emissions, Economic Growth, and Energy Use in the Middle East Countries: A Panel VAR Approach. *Planning, and Policy*. 11(10): 960-968.
- Martinez-Zarzoso, I. & Maruotti, A. 2011. The impact of urbanization on CO2 emissions: Evidence from developing countries. *Ecological Economics*. 70: 1344-1353.
- Miah, M. D.; Masum, M. F. H. & Koike, M. 2010. Global observation of EKC hypothesis for CO2, SOx and NOx emission: A policy understanding for climate change mitigation in Bangladesh. *Energy Policy*. 38(8): 4643-4651.
- Mikayilov, J. I.; Galeotti, M. & Hasanov, F. J. 2018. The Impact of Economic Growth on CO2 Emissions in Azerbaijan (No. 102). IEFEE. Center for Research on Energy and Environmental Economics and Policy. Universita'Bocconi. Milano. Italy.
- Mogadam, V. M. 2010. Urbanization and women's citizenship in the Middle East. *The Brown Journal of World Affairs*. 17(1): 19-34.
- Okada, A. (2012). Is an increased elderly population related to decreased CO2 emissions from road transportation?. *Energy Policy*. 45: 286-292.
- Önol, B.; Bozkurt, D.; Turuncoglu, U. U.; Sen, O. L. & Dalfes, H. N. 2014. Evaluation of the twenty-first century RCM simulations driven by multiple GCMs over the Eastern Mediterranean-Black Sea region. *Climate dynamics*. 42(7-8): 1949-1965.
- Ostadzad, A. H. & Bohlooli, P. 2015. The effect of renewable energy on the Environment Kuznets curve in Iran. *Applied Economics Theories*. 2(2): 127-154. (in persian).
- Ozturk, T.; Ceber, Z. P.; Türkeş, M. & Kurnaz, M. L. 2015. Projections of climate change in the Mediterranean Basin by using downscaled global climate model outputs. *International Journal of Climatology*. 35(14): 4276-4292.
- Pedroni, P. 2000. Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels.

- Pedroni, P. 2004. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*. 20(03): 597-625.
- Poumanyong, P. & Kaneko, S. (2010). Does urbanization lead to less energy use and lower CO2 emissions? A cross-country analysis. *Ecological Economics*. 70(2): 434-444.
- Seneviratne, S. I.; Donat, M. G.; Pitman, A. J.; Knutti, R. & Wilby, R. L. 2016. Allowable CO2 emissions based on regional and impact-related climate targets. *Nature*. 529(7587): 477-483.
- Shahbaz, M.; Lean, H. H, & Shabbir, M. S. 2012. Environmental Kuznets curve hypothesis in Pakistan: cointegration and Granger causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 16(5): 2947-2953.
- Shahbaz, M.; Loganathan, N.; Muzaffar, A. T.; Ahmed, K. & Jabran, M. A. 2016. How urbanization affects CO2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 57: 83-93.
- Shahbaz, M.; Mutascu, M. & Azim, P. 2013. Environmental Kuznets curve in Romania and the role of energy consumption. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. 18: 165-173.
- Shahbaz, M.; Sbia, R.; Hamdi, H. & Ozturk, I. 2014. Economic growth, electricity consumption, urbanization and environmental degradation relationship in United Arab Emirates. *Ecological Indicators*. 45: 622-631.
- Shakoori, M. 2010. The effects of changes in the age structure of Iran's population on the country's pension fund. Insurance Studies and Research Unit of the Audit Institute of the State Pension Fund. (in persian).
- Stock, J. H. & Watson, M. W. 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 783-820.
- Tanarhte, M.; Hadjinicolaou, P. & Lelieveld, J. 2015. Heat wave characteristics in the Eastern Mediterranean and Middle East using extreme value theory. *Climate Research*. 63(2): 99-113.
- United Nations. 2004. Air quality and Atmospheric pollution in the Arab region. Washington, DC; [Online], [accessed 14.01.14]. Available from: http://www.un.org/esa/sustdev/csd/csd14/escwaRIM_bp1.pdf.
- United Nations. 2015. Department of Economic and Social Affairs, Population Division. World Population Ageing 2015 (ST/ESA/SER.A/390).
- World Bank. 2014. World development indicators. 2014. Washington, DC; [Online], [accessed 14.01.14]. Available from: <http://data.worldbank.org/datacatalog/world-development-indicators>.
- Yang, Y.; Zhao, T.; Wang, Y. & Shi, Z. 2015. Research on impacts of population-related factors on carbon emissions in Beijing from 1984 to 2012. *Environmental Impact Assessment Review*. 55: 45-53.
- Yavari, K. & Ahmadzadeh, K. 2010. Investigating the relationship between energy consumption and population structure (case study: Southwest Asia). *Energy Economics Studies*. 7(25): 33-62. (in persian).
- York, R. 2007. Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960-2025. *Social science research*. 36(3): 855-872.