

تأثیر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، آزاد سازی تجاری و شهرنشینی بر آلودگی محیط زیست در منطقه منا در طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۲

نوید کارگر دهبیدی^۱، عبدالکریم اسماعیلی^{۲*}

۱، دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

۲، استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

(تاریخ دریافت: ۹۵/۲/۹ - تاریخ تصویب: ۹۵/۱۰/۱)

چکیده

در این پژوهش با استفاده از تحلیل‌های هم‌جمعی در داده‌های پنل، رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت میان انتشار دی‌اکسید کربن، درآمد سرانه، مصرف انرژی، شاخص آزادسازی تجاری و شهرنشینی در کشورهای منطقه منا در طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش رابطه‌ی N شکل میان درآمد سرانه و آلودگی را نشان داد. اثر متغیر مصرف انرژی در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار بود، به طوری که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۶ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۳ درصد افزایش یابد. شاخص آزادسازی تجاری با اثرگذاری ناچیز، تأثیری مثبت بر سرانه انتشار آلودگی دارد. اثر متغیر شهرنشینی بر سرانه انتشار آلودگی از لحاظ آماری معنی‌دار نبود.

واژه‌های کلیدی: انتشار دی‌اکسید کربن، درآمد سرانه، داده‌های پنل، تحلیل‌های هم‌جمعی

مقدمه

رقابتی فشرده برای کاهش فاصله خود با کشورهای صنعتی در تلاش‌اند، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (Knowles & Owen, 1995). مجمع بین‌المللی تغییرات آب و هوا (IPCC) در سال ۲۰۱۴ تشریح کرد که مهم‌ترین مسئله محیطی قرن حاضر گرم شدن جهان است و ارتباط تنگاتنگی بین متوسط درجه حرارت جهانی و انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود دارد. در این فرایند، افزایش انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان یک عامل عمده معرفی شده است. همچنین، تأکید شد که همه‌ی ملت‌ها در مبارزه با تغییرات آب و هوایی به نوبه‌ی خود مسئول هستند و بیش از نیمی از گازهای گلخانه‌ای در جهان توسط کشورهای در حال توسعه ساطع می‌شود.

با اهمیت یافتن مسایل محیط‌زیستی، بسیاری از کشورها سعی می‌کنند با برنامه‌ریزی صحیح و به‌کارگیری روش‌های مناسب، نه تنها به اهداف رشد و توسعه‌ی مدنظر خود دست یابند، بلکه آسیب‌های محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی را نیز به حداقل برسانند. در این راستا، بررسی ابعاد اقتصادی-اجتماعی انتشار گازهای آلاینده و آثار محیط زیستی آن‌ها به خصوص در شرایط کنونی که حجم گازهای گلخانه‌ای در حال افزایش است، از اهمیت قابل توجهی برخوردار است (Bageri, 2010; Mogadasi & Ziaee, 2011). این موضوع برای کشورهای در حال توسعه که اولویت بالاتری برای افزایش رشد اقتصادی قائل هستند و در

به عنوان یک پدیده اجتماعی نیز وجود دارد. بر اساس گزارش سازمان ملل، پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۳۰ شهرها شصت درصد از جمعیت جهان را در خود جای دهند (Fetros, 2006). فرایند شهرنشینی در کشورهای صنعتی و توسعه یافته، همگام با روند تحولات تاریخی و هماهنگ با توسعه‌ی بخش صنعت بوده است. عدم وجود این نوع هماهنگی و رشد سریع‌تر شهرنشینی در کشورهای در حال توسعه سبب شده است تا توسعه‌ی اقتصادی، سالم و پویا شکل نگیرد. شهرنشینی شتابان پیامدهای گوناگونی دارد که در نهایت، مجموعه‌ای از بحران‌های اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی را به وجود می‌آورد (Fetros & Mahboodi, 2010).

در مورد رابطه‌ی بین جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط‌زیست دو دیدگاه متفاوت وجود دارد. در دیدگاه اول، افزایش جمعیت شهری بر آلودگی تأثیری مثبت دارد؛ زیرا با افزایش شهرنشینی استفاده از زیرساخت‌ها، حمل و نقل و انرژی افزایش می‌یابد و نیز انتقال از کشاورزی به صنعت نیز باعث افزایش آلودگی محیط‌زیست می‌شود. اما دیدگاه دوم تأکید می‌کند که با گسترش شهرنشینی و تراکم جمعیت در واحد سطح، زمینه بهره‌گیری از صرفه‌های حاصل از مقیاس در استفاده از منابع ایجاد می‌شود و باعث می‌شود تا انرژی در شهرها نسبت به روستاها به صورت کارا و بهینه مصرف شود و آلودگی کاهش یابد. بنابراین، رابطه‌ی بین جمعیت شهری با آلودگی محیط‌زیست می‌تواند مثبت یا منفی باشد (Jones, 1991; Alam et al., 2007).

با توجه به اهمیت موضوع، در این پژوهش به ارزیابی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری و شهرنشینی بر آلودگی محیط زیست در منطقه منا (MENA) پرداخته شد. حد منطقه منا از کشور مراکش در شمال غربی قاره آفریقا آغاز می‌شود و تا ایران به عنوان شرقی‌ترین کشور منطقه خاورمیانه امتداد می‌یابد و دارای ۶۰ درصد منابع نفتی و ۴۵ درصد منابع گازی جهان می‌باشند (Salmani et al., 2014). کشورهای این منطقه بیش از سایر کشورهای جهان در معرض

انرژی در کنار سایر عوامل تولید نقش تعیین کننده‌ای در رشد اقتصادی کشورها دارد 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 توسعه‌ی اقتصادی را وابسته به سطح مصرف انرژی کرده است. به طوری که نه تنها توسعه اقتصادی بالاتر نیازمند سطوح بالاتری از مصرف انرژی است، بلکه مصرف کارای انرژی به سطح بالاتری از رشد و توسعه‌ی اقتصادی نیاز دارد (Halicioglu, 2009). از آنجا که بخش زیادی از افزایش تقاضای مصرف انرژی از منابع فسیلی تأمین می‌شود و مصرف آن‌ها انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلوده شدن هوا را به همراه دارد، بنابراین به نظر می‌رسد که رشد اقتصادی از این طریق سبب آلودگی بیشتر محیط‌زیست می‌شود (Bageri, 2010).

علاوه بر اهمیتی که مصرف انرژی در رشد و توسعه‌ی اقتصادی دارد، تجارت بین‌الملل نیز جایگاه قابل توجهی دارد، چرا که از آن به عنوان موتور رشد اقتصادی نام برده می‌شود (Lewis, 1980). پیرامون اثرات، منافع و زیان‌های حاصل از آزادسازی نظرات مختلفی وجود دارد. بر این اساس، برخی معتقدند آزادسازی تجاری به دلیل افزایش استفاده از منابع موجب تخریب محیط زیست می‌شود و گروهی دیگر بر این باورند که افزایش تجارت چنان منافی به دنبال دارد که می‌توان هزینه‌های ناشی از تخریب محیط زیست را جبران کند (Strutt & Anderson, 2000).

افزایش تجارت از دو طریق بر میزان انتشار آلودگی اثر می‌گذارد: نخست از طریق آلودگی ناشی از حمل و نقل بین‌المللی و دوم اینکه آلودگی از کشور واردکننده به کشور صادرکننده منتقل می‌شود. از آنجا که فرآیند تولید به طور معمول با انتشار آلودگی همراه است، کشورهای صادرکننده کالا به دلیل اتخاذ سیاست تولید در داخل، آلودگی بیشتری را منتشر می‌کنند، در حالی که سایر کشورها با اتخاذ رویکرد واردات به جای تولید، شرایط را برای کاهش نسبی آلودگی فراهم می‌سازند (Cristea et al., 2013).

نگرانی‌ها در خصوص مسایل محیط‌زیست علاوه بر مصرف انرژی و تجارت، در مورد افزایش جمعیت شهری

تئوری تحقیق

یکی از روش‌هایی که به منظور بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست به کار می‌رود در چارچوب منحنی زیست محیطی کوزنتس است، این منحنی نشان می‌دهد که یک رابطه U برعکس بین درآمد و آلودگی وجود دارد. به این صورت که با افزایش رشد اقتصادی، در ابتدا انتشار آلودگی افزایش می‌یابد و در یک نقطه بحرانی (نقطه بازگشت) انتشار آلاینده کاهش خواهد یافت. این نقطه برای آلاینده‌ها و شاخص‌های محیط زیستی متفاوت، فرق می‌کند. بر این اساس، برای بررسی رابطه‌ی مذکور یک الگوی درجه دوم مورد استفاده قرار می‌گیرد (Agras & Chapman, 1999).

$$CO_{2it} = B_0 + B_1GDP_{it} + B_2GDP_{it}^2 + \gamma Z_{it} + u_{it} \quad (1)$$

در این مدل اندیس i و t به ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند. متغیر CO_2 ، انتشار آلودگی و GDP ، رشد اقتصادی است. Z نیز سایر متغیرهای تأثیر گذار بر آلودگی را نشان می‌دهد. چنانچه $0 < \gamma$ و $0 < \beta_2$ باشد، یک رابطه U شکل میان رشد اقتصادی و آلودگی برقرار است.

به‌منظور بررسی روابط احتمالی بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست، در برخی از مطالعات، فرم درجه سوم درآمد سرانه هم در مدل لحاظ می‌شود (Dinda, 2004; Lopez et al., 2014).

$$CO_{2it} = B_0 + B_1GDP_{it} + B_2GDP_{it}^2 + B_3GDP_{it}^3 + \gamma Z_{it} + u_{it} \quad (2)$$

که دارای چنین مفروضاتی است: اگر $\beta_2 = \beta_3 = 0$ باشد؛ یعنی هیچ رابطه‌ای بین درآمد و آلودگی وجود ندارد، اگر $0 < \beta_2$ و $\beta_3 = 0$ یک رابطه یکنواخت افزایشی یا رابطه خطی بین درآمد و آلودگی وجود دارد، اگر $0 < \beta_2$ و $\beta_3 = 0$ باشد، یک رابطه یکنواخت کاهشی بین درآمد و آلودگی برقرار است، اگر $0 < \beta_2$ و $\beta_3 < 0$ باشد، یک رابطه U برعکس بین درآمد و آلودگی وجود دارد و انتظار می‌رود در یک نقطه بحرانی (نقطه بازگشت) روند انتشار آلاینده تغییر کند، اگر $0 < \beta_2$ و $0 < \beta_3$ باشد، یک رابطه U شکل میان درآمد و آلودگی وجود دارد، اگر $0 < \beta_2$ و $0 < \beta_3$ باشد، یک چند جمله‌ای از درجه سه و یک رابطه N

تهدیدهای ناشی از گرمای جهانی و تغییرات جوی هستند (worldbank, 2014). کشورهای منتخب در این مطالعه عبارت‌اند از: ایران، بحرین، مصر، الجزایر، عمان، مراکش، اردن، کویت، عربستان، تونس، قطر، ترکیه، مالت و سودان که در بازه زمانی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵ میلادی مورد ارزیابی قرار گرفتند.

ارتباط محیط زیست و رشد اقتصادی از جهت موضوعی به سه دسته کلی قابل تقسیم است: نخست مطالعاتی که میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست تمرکز داشته و با دقت فراوانی فرضیات منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را آزمون می‌کنند. فرضیات این منحنی نشان می‌دهد که علیت یک طرفه‌ای از درآمد به سمت انتشار آلودگی برقرار است. به عبارتی دیگر، آلودگی را می‌توان تابعی از درآمد در نظر گرفت (Dinda, 2006; Coondoo, 2006; Akbostanci et al., 2009).

دومین مجموعه مطالعات بر ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی تمرکز داشته است. از آنجا که انتشار آلاینده‌ها معمولاً توسط سوخت‌های فسیلی گسترش می‌یابند، بنابراین از مصرف انرژی به‌عنوان شاخصی از انتشار آلودگی استفاده شده است (Aqeel & Butt, 2001; Soytaş & Sari, 2006). سومین مجموعه از مطالعات میان رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی، به ارتباط میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار آلودگی می‌پردازد. به‌عبارتی دیگر، این دسته از مطالعات تلفیقی از دو مجموعه مطالعات قبلی است و دو عامل مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان شاخصی از کیفیت محیط زیست ایفای نقش می‌کنند (Ang, 2007; Lopez et al., 2014; Tiwari, 2011).

در پیوند ارتباط رشد اقتصادی و محیط‌زیست، اثر دو عامل تجارت بین‌الملل و شهرنشینی حایز اهمیت می‌باشند. تأثیر آزادسازی تجاری بر کیفیت محیط‌زیست در مطالعات (Kang & Kim, 2004) و (Chintrakarn & Millimet, 2006) مثبت و در مطالعه (Adkins & Garbaccio, 2007) منفی ارزیابی شد. همچنین، افزایش شهرنشینی بر کیفیت محیط‌زیست در مطالعات (Martínez & Maruotti, 2011) و (Kasman & Duman, 2015) منفی ارزیابی شد.

روش برآورد مدل

در مدل‌های ترکیبی همانند مدل‌های سری زمانی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها مسئله رگرسیون کاذب^۱ مصداق خواهد داشت و مشاهده R^2 بالا به واسطه ارتباط حقیقی بین متغیرها نیست (Gojarati, 2004). بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. به منظور بررسی ایستایی متغیرها در این پژوهش از دو آزمون (Im et al. (2003) و دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است.

زمانی که شواهدی مبنی بر وجود ریشه واحد در داده‌ها وجود داشته باشد، برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز، تعیین رابطه‌ی 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 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 پنل 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 رابطه‌ی هم‌جمعی از روش‌های Pedroni (2004) و Kao (1999) استفاده می‌شود.

در روش پدرونی امکان وجود اثرات ثابت و روندهای زمانی ناهمگن در بین مقاطع در نظر گرفته می‌شود. پدرونی هفت آماره مختلف را در دو گروه متمایز جهت بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در مدل‌های پنل معرفی می‌کند. 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 و آماره‌های آزمون بین گروهی نیز عبارتند از: ۱- آماره RHO گروهی، ۲- آماره PP گروهی، ۳- آماره

شکل میان درآمد و آلودگی برقرار است، اگر $0 < \gamma$ و $0 < \beta$ باشد، یک چند جمله‌ای از درجه سه و یک رابطه N شکل برعکس میان درآمد و آلودگی وجود دارد.

مدل تحقیق

در این پژوهش نیز به منظور ارزیابی اثر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری و درصد جمعیت شهرنشین بر انتشار دی‌اکسید کربن، از مدل ارایه شده توسط (Dinda (2004) و Kasman & Duman (2015) استفاده شده است.

$$\begin{aligned} \ln CO_{2it} = & s_0 + s_1 \ln GDP_{it} + s_2 \ln GDP_{it}^2 + s_3 \ln GDP_{it}^3 \\ & + s_4 \ln E_{it} + s_5 TO_{it} + s_6 UP_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

در این مدل \ln معرف لگاریتم طبیعی است. اندیس i و t به ترتیب کشور و زمان را نشان می‌دهند. CO_2 ، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن و واحد آن برحسب تن در سال است. GDP ، سرانه تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) است که برحسب دلار و برابری قدرت خرید محاسبه می‌شود. E ، سرانه مصرف انرژی که برحسب واحد کیلوگرم- نفت است. این متغیر بیان‌گر مصرف اولیه انرژی قبل از تبدیل به سایر سوخت‌های پایان‌پذیر است که معادل تولید بومی یک کشور به علاوه واردات منهای صادرات و سوخت‌های عرضه شده به کشتی و هواپیماهایی است که در بخش حمل و نقل بین‌المللی مشغول می‌باشند. TO ، شاخص آزادسازی تجاری است که برابر با مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات نسبت به تولید ناخالص داخلی و برحسب درصد محاسبه می‌شود. مهم‌ترین مزیت این شاخص سادگی محاسبه آن و در اختیار بودن داده‌های مورد نیاز در مطالعات بین کشوری است. UP ، درصد افرادی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند (World Development Indicators, 2015).

انتظار می‌رود که افزایش در مصرف انرژی منجر به افزایش در انتشار CO_2 شود؛ به عبارتی دیگر علامت β مثبت باشد. همچنین انتظار می‌رود که علامت ضرایب β و β مثبت باشد (Kasman & Duman, 2015).

1. Spurious Regression

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 (1993)* معرفی شد. از مهم‌ترین مزیت‌های این دو روش در مقایسه با دیگر تخمین زنده‌های 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 *(FMOLS)* استفاده شد.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت سری زمانی است که از منابع مختلفی شامل پایگاه داده های بانک جهانی *(WDI)*، آمار جهانی انرژی *(IES)* جمع‌آوری شدند. به منظور برآورد مدل در این پژوهش از برنامه‌های اکسل، ایویوز و استتا استفاده شده است.

نتایج و بحث

در جدول (۱) نتایج هر دو آزمون ایستایی نشان می‌دهند که تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد هستند و متغیرهای مورد بررسی با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

ADF گروهی. چنانچه از بین این هفت آماره پدرونی، حداقل چهار آماره معنی دار باشند، می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی را رد کرد (*Pedroni, 2004*).

در روش *Kao (1999)* به منظور انجام آزمون هم‌جمعی 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.

در این پژوهش، به منظور آزمون رابطه‌ی هم‌جمعی از هر دو روش پدرونی و کائو استفاده شده است. چنانچه نتایج هر دو آزمون وجود رابطه بلندمدت را تایید نماید، گام بعدی تخمین بردار هم‌جمعی است.

در سالیان اخیر رویکردهای محدودی برای تخمین بردار هم‌جمعی پنل مورد استفاده قرار گرفته است (*Alavirad & Kanvar, 2014*). رویکرد اول، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی اصلاح شده *(FMOLS)* است که برای تخمین روابط بلندمدت پنل توسط *Pedroni (2000)* معرفی شد. رویکرد دوم، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا *(DOLS)* است که با

1. *Fully Modified Ordinary Least Squares*

2. *Dynamic ordinary least squares*

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

متغیر	ایم، پسران و شین	دیکی-فولر تعمیم یافته	وضعیت ایستایی
لگاریتم انتشار دی‌اکسید کربن	-۰/۹۰۱ (۰/۸۱۶)	۲۴/۸۲۶ (۰/۸۷۴)	<i>I(1)</i>
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۲/۵۸۴ (۰/۹۹۵)	۱۵/۷۶۹ (۰/۹۹۶)	<i>I(1)</i>
لگاریتم مصرف انرژی	-۳/۳۷۱ (۰/۹۹۹)	۱۲/۸۱۸ (۰/۹۹۹)	<i>I(1)</i>
شاخص آزادسازی تجاری	۰/۳۴۴ (۰/۶۳۴)	۲۸/۰۴۹ (۰/۷۵۳)	<i>I(1)</i>
جمعیت شهرنشین	۰/۴۷۴ (۰/۶۸۲)	۳۶/۲۵۸ (۰/۳۶۳)	<i>I(1)</i>

مأخذ: یافته‌های تحقیق

دهد 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 وجود بردار

بنابراین، شک وجود رگرسیون کاذب قابل تأیید بوده و نیاز به بررسی رابطه هم‌جمعی بین متغیرها است. نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی در جدول (۲) نشان می‌دهد

هم‌جمعی را رد کرد. نتایج آزمون هم‌جمعی کائو نیز در جدول (۳) بیان‌گر این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌جمعی در سطح معنی‌داری یک درصد با قدرت رد می‌شود. به‌طورکلی، نتایج هر دو آزمون هم‌جمعی پدرونی و کائو وجود رابطه‌ی بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی و آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن را تأیید می‌کنند.

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌جمعی پدرونی

درون گروهی	آماره	بین گروهی	آماره
آماره V پنل	$-0/549 (0/708)$	آماره RHO گروهی	$2/574 (0/995)$
آماره RHO پنل	$1/150 (0/874)$	آماره PP گروهی	$-9/909 (0/000)$
آماره PP پنل	$-4/048 (0/000)$	آماره ADF گروهی	$-6/387 (0/000)$
آماره ADF پنل	$-4/583 (0/000)$		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌جمعی کائو

آماره ADF	آماره
$-4/253 (0/000)$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 ۹۰ درصد از تغییرات انتشار دی‌اکسید کربن را با استفاده از متغیرهای مورد استفاده تشریح نماید.

به منظور برآورد رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب از روش‌های حداقل مربعات اصلاح شده ($FMOLS$) و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شد و نتایج آن در جداول (۴) و (۵) ارائه شده است. لازم به توضیح است که کلیه پارامترهای مدل تصحیح خطا به شکل تفاضل مرتبه اول می‌باشند. مقادیر ضرایب به‌دست

جدول ۴- نتایج برآورد بلندمدت عوامل اقتصادی مؤثر بر انتشار دی‌اکسید کربن در منطقه منا

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تولید ناخالص داخلی	$26/258^{***}$	$5/727$	$4/585$	$0/000$
توان دوم تولید ناخالص داخلی	$-2/631^{***}$	$0/608$	$-4/327$	$0/000$
توان سوم تولید ناخالص داخلی	$0/086^{***}$	$0/021$	$4/044$	$0/000$
مصرف انرژی	$0/635^{***}$	$0/066$	$9/584$	$0/000$
آزادسازی تجاری	$0/004^{***}$	$0/001$	$3/884$	$0/000$
جمعیت شهرنشین	$0/011$	$0/008$	$1/375$	$0/170$

$$R\text{-squared} = 0/993$$

$$\text{Sum squared resied} = 3/740$$

$$\text{Adjusted R- squared} = 0/992$$

$$\text{SE. of regression} = 0/118$$

$$\text{Mean dependent var} = 1/483$$

$$\text{SD. Dependent var} = 1/335$$

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵- نتایج برآورد مدل تصحیح خطا عوامل اقتصادی مؤثر بر انتشار دی‌اکسید کربن در منطقه منا

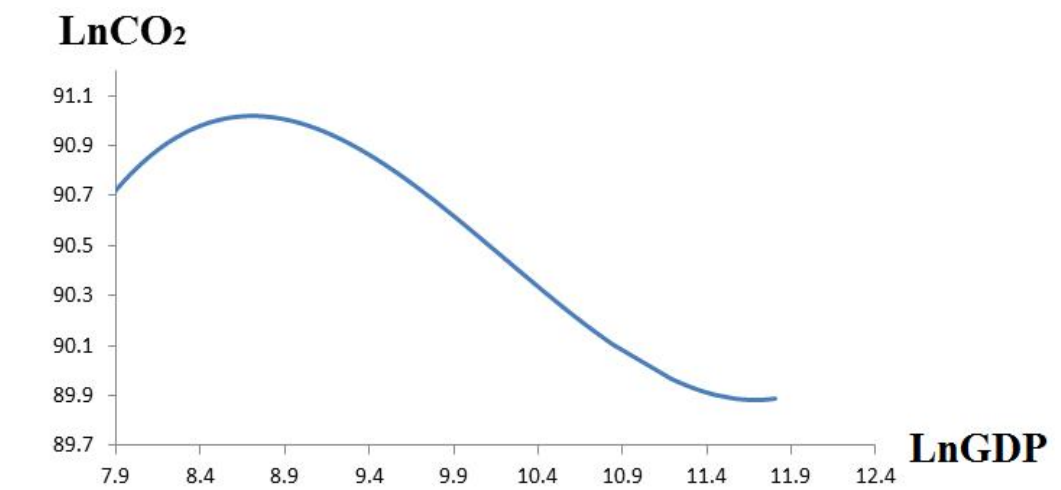
متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی	۱۷/۶۴۵**	۷/۷۷۲	۲/۲۷۰	۰/۰۲۴
تفاضل مرتبه اول توان دوم تولید ناخالص داخلی	-۱/۷۰۸**	۰/۸۰۷	-۲/۱۱۶	۰/۰۳۵
تفاضل مرتبه اول توان سوم تولید ناخالص داخلی	۰/۰۵۴**	۰/۰۲۷	۱/۹۶۲	۰/۰۵۰
تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی	۰/۳۳۱***	۰/۰۴۹	۶/۷۳۴	۰/۰۰۰
تفاضل مرتبه اول آزادسازی تجاری	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱/۴۸۲	۰/۱۳۹
تفاضل مرتبه اول جمعیت شهرنشین	۰/۰۲۱	۰/۰۱۴	۱/۴۴۱	۰/۱۵۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۳۱۷***	۰/۰۴۵	-۶/۹۷۵	۰/۰۰۰

R-squared = ۰/۹۴۵ *Durbin-Watson stat* = ۲/۰۰۷
Adjusted R-squared = ۰/۹۲۳ *SE. of regression* = ۰/۰۷۸
Mean dependent var = ۰/۰۱۸ *SD. Dependent var* = ۰/۰۹۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.

مطالعه (Lopez et al, 2014) سازگار است. Lopez در مطالعه خود با استفاده از داده‌های پنل برای ۲۷ کشور اتحادیه اروپا در طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۶۰ به این نتیجه رسید که یک رابطه‌ی N شکل بین درآمد سرانه و انتشار کل گازهای گلخانه‌ای (در معادل CO_2) وجود دارد.

در نمودار (۱) رابطه‌ی بلندمدت میان آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن و درآمد سرانه ارایه شده است. در این نمودار، مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود یک رابطه N شکل میان درآمد سرانه و انتشار آلودگی وجود دارد. این نتیجه با



نمودار ۱- رابطه‌ی بلندمدت میان درآمد سرانه و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در منطقه منا

مرز ۱۱۸۸۹۵ دلار برسد و با افزایش بیشتر آن انتشار آلودگی افزایش خواهد یافت.

در کوتاه‌مدت نیز مطابق نتایج جدول (۵)، ضرایب هر سه جمله درآمد سرانه در سطح ۵ درصد معنی‌دار است و حاکی از یک رابطه N شکل میان درآمد سرانه و انتشار آلودگی است. بنابراین فرضیه زیست محیطی

با توجه به نمودار ترسیمی در سطح درآمد سرانه ۲۶۸۲۲/۶ دلار، جهت تقعر منحنی عوض می‌شود و تقعر این منحنی به ترتیب در نقاط ۶۰۵۱/۱ و ۱۱۸۸۹۵/۵ دلار می‌باشد. از این رو انتظار می‌رود پس از افزایش درآمد سرانه از مرز ۶۰۵۱ دلار، سرانه آلودگی کاهش یابد و این روند تا زمانی ادامه دارد که درآمد سرانه به

طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه‌ی کوتاه‌مدت نیز در مسیر تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، آزاد سازی تجاری و شهرنشینی بر آلودگی محیط زیست در منطقه منا، مورد ارزیابی قرار گرفت. برای آلودگی محیط زیست از شاخص سرانه انتشار دی‌اکسید کربن استفاده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در هر دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه N شکل میان درآمد سرانه و انتشار آلودگی برقرار است و فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس برای کشورهای منتخب تأیید نشد. بنابراین، این کشورها نمی‌توانند به‌طور طبیعی خود را از نگرانی زیست محیطی مصون بدانند و پیشنهاد می‌شود به ویژه در سطوح مقادیر درآمد سرانه بالاتر از ۱۱۸ هزار دلار (تقعر دوم منحنی) با جدیدت بیشتری به دنبال کاهش انتشار آلودگی باشند.

مصرف انرژی مطابق انتظار دارای بیشترین اثرگذاری در انتشار آلودگی است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که با کاهش یارانه بر مصرف انرژی، وضع عوارض و مالیات‌های محیط زیستی بر مصارف غیرمجاز آن به کاهش آلودگی کمک شایانی کرد.

برای منطقه مورد مطالعه شاخص جمعیت شهرنشینی با وجود تأثیر مثبت بر سرانه انتشار آلودگی در هر دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت، از لحاظ آماری معنی‌دار نبود.

افزایش سطح تجارت با افزایش انتشار آلودگی همراه است. لذا، توصیه می‌شود به موازات افزایش سطح تجارت تدابیر ویژه‌ای در جهت کاهش انتشار آلودگی یا کنترل آن اتخاذ شود. به عبارتی این کشورها می‌توانند بخشی از درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز را به حمایت از مباحث زیست‌محیطی و کاهش آلودگی اختصاص داده و در فرایند انتقال تکنولوژی توجه خود را به تکنولوژی‌های پاک و با آلاینده‌ی کمتر مبدول نمایند.

REFERENCES

- Adkins, L. G., & Garbaccio, R. F. (2007). *Coordinating Global Trade and Environmental Policy: The role of pre-existing distortions*. In *Tenth Annual Conference on Global Economic Analysis*, Purdue University.
- Agras, J., & Chapman, D. (1999). *A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve hypothesis*. *Ecological Economics*, 28(2), 267-277.

کوزنتس برای منطقه منا در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت برقرار نیست.

نتایج جداول (۴) و (۵) نشان می‌دهد که اثر متغیر مصرف انرژی در سطح بالایی از اهمیت آماری برخوردار است و ضریب آن نیز درخور توجه می‌باشد. به طوری که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت حدود ۶ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۳ درصد افزایش یابد. این نتیجه با مطالعه *Tiwari (2011)* سازگار است.

با وجود اثرگذاری مثبت ضریب جمعیت شهرنشینی بر سرانه انتشار آلودگی دو حالت بلندمدت و کوتاه‌مدت، مطابق نتایج هر دو جدول (۴) و (۵)، فاقد اهمیت آماری است. تأثیر مثبت این شاخص بر انتشار آلودگی با مطالعه *Kasman & Duman (2015)* سازگار است. در مطالعه این دو، شاخص شهرنشینی در هر دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اهمیت آماری بود.

افزایش سطح تجارت نیز در میان کشورهای منتخب منا به افزایش آلودگی منجر می‌شود. البته مقدار ضریب این متغیر در سطح پایینی قرار دارد و با افزایش ۱۰ درصد در نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی که به عنوان درجه باز بودن اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است انتظار می‌رود سرانه انتشار آلودگی حدود ۰/۰۴ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۰/۰۱ درصد افزایش یابد. تأثیر مثبت این شاخص در کوتاه‌مدت فاقد اهمیت آماری است. به هر حال آنچه حایز اهمیت است افزایش سطح تجارت در بلندمدت باعث افزایش انتشار آلودگی در منطقه منا خواهد شد. اثرگذاری مثبت این شاخص با مطالعه *Kang & Kim (2004)* سازگار است.

ضریب جمله تصحیح خطا مطابق نتایج جدول (۶) در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۳۲ درصد انحراف رابطه‌ی کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت کمی بیشتر از سه دوره زمان به

3. Akbostancı, E., Türüt-Ak, S., & Tunç, G. (2009). The relationship between income and environment in Turkey: Is there an Environmental Kuznets Curve?. *Energy Policy*, 37(3), 861-867.
4. 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.
5. Alavirad, A., & Kanvar, R. (2014). The impact of energy consumption on the value added of sectors economic, agriculture, industry and services in Iran: analysis based on the panel co-integration approach. *Journal of Agricultural Economics*, 6(3), 1-19. (In Farsi).
6. Ang, J. B. (2007). CO₂ emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778.
7. Aqeel, A., & Butt, M. S. (2001). The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan. *Asia-Pacific Development Journal*, 8(2), 101-110.
8. Bageri, M. (2010). Investigate the relations Short-term and long-term between GDP, energy consumption and carbon dioxide emissions in Iran. *Energy Economics Studies Quarterly*, 27(7), 101-129. (In Farsi).
9. Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data (Vol. 1)*. John Wiley & Sons.
10. Chintrakarn, P., & Millimet, D. L. (2006). The environmental consequences of trade: Evidence from subnational trade flows. *Journal of Environmental Economics and Management*, 52(1), 430-453.
11. Cristea, A. Hummels, D. Puzello, L. & Avetisyan, M. (2013). Trade and the greenhouse gas emissions from international freight transport. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65(1), 153-173.
12. Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets Curve Hypothesis: a survey. *Ecological Economics*, 49(4), 431-455.
13. Dinda, S., & Coondoo, D. (2006). Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.
14. Fetros, M. (2006). *Topics of environmental economics (Articles Collection)*. Bu-Ali Sina University Press. Hamedan. (In Farsi).
15. Fetros, M., & Mahbodi, R. (2010). The causal relationship between energy consumption, urban population and environmental pollution in Iran during the period 1350-1385. *Energy Economics Studies Quarterly*, 27(7), 1-1. (In Farsi).
16. Gojarati, D. (2004). *Basics of econometrics. Translation Dr. Hamid Abrishami. Vol(2)*. Tehran: Tehran University. (In Farsi).
17. Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
18. Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
19. Jones, D. W. (1991). How urbanization affects energy-use in developing countries. *Energy Policy*, 19(7), 621-630.
20. Kang, S. I., & Kim, J. J. (2004, June). A quantitative analysis of the environmental impact induced by free trade between Korea and Japan. *7th Annual Conference on Global Economic Analysis Trade*, Washington DC, 17-19.
21. Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
22. Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). CO₂ emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. *Economic Modelling*, 44, 97-103.
23. Knowles, S., & Owen, P. D. (1995). Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. *Economics Letters*, 48(1), 99-106.
24. Lewis, W. A. (1980). The slowing down of the engine of growth. *The American Economic Review*, 555-564.
25. Lopez-Menendez, A. J., Perez, R., & Moreno, B. (2014). Environmental costs and renewable energy: Revisiting the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Environmental Management*, 145, 368-373.
26. Martínez-Zarzoso, I., & Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO₂ emissions: evidence from developing countries. *Ecological Economics*, 70(7), 1344-1353.
27. Mogadasi, R., & Ziaee, Z. (2011). Investigate the relationship between carbon dioxide emissions and GDP based on panel data. *Journal of Economics and agricultural development (Agricultural Science and Technology)*, 4(25), 480-487. (In Farsi).
28. Pao, H. T., & Tsai, C. M. (2010). CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries. *Energy Policy*, 38(12), 7850-7860.
29. Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels.

30. 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(3), 597-625.
31. Salmani, B., Panahi, H., & Jamshidi, A. (2014). *The effect of shocks terrorism On attracting foreign direct investment in the MENA region*. *Journal of economy and regional development (knowledge and development)*, 8(21), 180-205. (In Farsi).
32. Soytas, U., & Sari, R. (2006). *Energy consumption and income in G-7 countries*. *Journal of Policy Modeling*, 28(7), 739-750.
33. 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.
34. Strutt, A., & Anderson, K. (2000). *Estimating environmental effects of trade agreements with global CGE models: a GTAP application to Indonesia*. *Assessing the environmental effects of trade liberalisation agreements: Methodologies: [trade, Environnement]*, 235.
35. Tiwari, A. K. (2011). *Energy consumption, CO₂ emission and economic growth: A revisit of the evidence from India*. *Applied Econometrics and International Development*, 11(2), 165-189.
36. WDI (World Development Indicators), (2015). Retrieved January 7, 2016, from <http://www.worldbank.org/>
37. World Bank Group. (2014). *Turn Down the Heat: Confronting the New Climate Normal*. Washington, DC: World Bank. Retrieved January 12, 2015, from <https://openknowledge.worldbank.org/>