

بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در کشورهای منطقه‌ی منا: رویکرد پانل همجمعی

حسن آزرم^{۱*}، عفت قربانیان^۲، قاسم لیانی^۳

۱، ۲، ۳ - دانشجویان دکتری بخش اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

ایمیل نویسنده مسئول: hassan_azarm@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۸/۰۵/۰۷ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۵/۱۸

چکیده

انتشار شدید گاز دی‌اکسیدکربن، گرمای جهانی و پدیده‌ی تغییر اقلیم منتج از آن باعث ایجاد بحران‌های جدی در دنیا شده است که لازم است در جهت شناسایی عوامل مؤثر بر این انتشار، مطالعات علمی و اقدامات عملی صورت گیرد. مطالعه‌ی حاضر در این راستا به بررسی عوامل تأثیر گذار بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و رابطه علی آن با رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت آزاد و شهرنشینی با روش همجمعی و علیت گرانجری در داده‌های پانل پرداخته است. داده‌های مورد نیاز در طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۴ برای کشورهای منطقه‌ی منا استفاده شد. نتایج فرضیه منحنی محیط‌زیستی کوزنتس را در کشورهای مورد مطالعه تایید می‌کند. نتایج همچنین نشان می‌دهد که رابطه علیت پانلی یک سویه‌ی کوتاه‌مدت از رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت آزاد و شهرنشینی به سمت انتشار گاز دی‌اکسیدکربن است و جمله تصحیح خطای رابطه‌ی ECM نشان می‌دهد که امکان تعدیل آلودگی محیط‌زیستی بلندمدت از طریق کنترل متغیرهای فوق در کوتاه‌مدت وجود دارد. در این راستا، پیشنهاد می‌شود سیاست مصرف انرژی‌های پاک به شکل جدی دنبال شود تا فشار بار آلودگی سوخت‌های فسیلی به عنوان مهم‌ترین منبع تأمین انرژی در این کشورها کاهش یابد. همچنین، بالابردن بهره‌وری مصرف انرژی نیز می‌تواند کمک شایانی در کاهش بار آلودگی ناشی از مصرف آن داشته باشد.

کلمات کلیدی:

"آلودگی محیط‌زیستی"، "کشورهای منطقه‌ی منا"، "پانل همجمعی"، "مدل تصحیح خطا"، "منحنی کوزنتس"

Investigation of Factors Affecting Carbon Dioxide Emissions in the MENA Region: Panel Co-integration Approach

Hassan Azarm^{1*}, Effat Ghorbaniyan², Ghasem Layani³

1*-2-3 Ph.D. students of Agricultural economics, University of Shiraz, Shiraz, Iran

*Email Address: hassan_azarm@yahoo.com

Abstract

The intense emission of carbon dioxide, global warming and the resulting climate change is causing serious crises in the world that it is necessary to identify factors affecting dissemination, scientific studies and practical measures to be. In this context, the present study examines factors affecting the emission of carbon dioxide and its causal relationship between economic growth, energy, free trade and urbanization with co-integration and Granger causality has been in the data panel. Required data was used in the years 1990-2014 for the countries of the MENA region. Results Environmental Kuznets Curve hypothesis is approved in these countries. The results also show that causality short side panel of economic growth, energy, free trade and urbanization to the carbon dioxide emissions and error correction ECM shows that long-term mitigation potential of environmental pollution by controlling variables in the short run there. In this regard, a clean energy policy is strongly recommended to reduce the burden of fossil fuel pollution as the most important source of energy in these countries. Also, increasing the efficiency of energy consumption can also help reduce pollution caused by it.

Keywords

"Environmental pollution", "The countries of the MENA region", "Panel co-integration", "Error correction model", "Kuznets Curve"

۱- مقدمه

عنوان متغیر اضافی مد نظر قرار می‌دهد که در مطالعات اندکی این متغیر در نظر گرفته شده است. ثانیاً اثر مهاجرت از روستا به شهر را در قالب متغیر شهرنشینی وارد مدل کرده تا اثر این متغیر در چارچوب EKC مدنظر قرار گیرد. مطالعات زیادی در زمینه‌ی ارتباط رشد اقتصادی با آلودگی محیط‌زیست وجود دارد گروهی از مطالعات رشد اقتصادی و رابطه محیط‌زیستی را در چارچوب منحنی کوزنتس^۱ (EKC) بررسی می‌کند. EKC از منحنی اولیه کوزنتس استخراج شده است. (Kuznets (2005) فرض می‌کند نابرابری درآمدی در ابتدا افزایش و سپس با افزایش درآمد سرانه، نابرابری کاهش می‌یابد. بنابراین، فرض EKC نشان می‌دهد که با افزایش درآمد، انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد تا به یک سطح آستانه رسیده و از آن به بعد با افزایش درآمد، انتشار CO₂ شروع به کاهش می‌کند. بر اساس این چارچوب، انتشار به طور ویژه تابعی از درآمد سرانه است که فرض علیت یک طرفه از درآمد به تولید گاز گلخانه‌ای را نشان می‌دهد. اعتبار فرضیه EKC و ارتباط بین انتشار و درآمد در مطالعات بسیار زیادی از جمله (Galeotti et al, Dinda & Coondoo (2006)؛ Akbostancı et al, (2009) و Lee (2009) مدنظر قرار گرفت. گروه دیگری از مطالعات انجام شده پیرامون ارتباط بین درآمد و محیط‌زیست، بر رابطه درآمد و مصرف انرژی متمرکز شده‌اند، چون انتشار گاز CO₂ عمدتاً به دلیل استفاده از سوخت‌های فسیلی در فرآیند تولید ایجاد می‌شود. در این چارچوب رشد اقتصادی و مصرف انرژی ممکن است به طور مشترک تعیین‌کننده بوده و جهت علی و معلولی بین این دو متغیر نمی‌تواند از پیش تعیین شود، به عبارتی هر کدام از این متغیرها می‌تواند علت دیگری باشد. مطالعات (Apergis & Payne؛ Gurgul, H., Lach (2011) و Al-Iriani (2006) ارتباط بین مصرف انرژی و درآمد را با استفاده از داده‌های کشوری و منطقه‌ای مختلف بررسی کرده‌اند. مطالعات داخلی در این زمینه، امیر تیموری و خلیلیان (۱۳۸۸)، نصراللهی و غفاری گولک (۱۳۸۸) و مداح و عبداللهی (۱۳۹۲) است که رابطه‌ی رشد اقتصادی، آلودگی محیط‌زیست و سایر متغیرهای مختلف مانند مصرف انرژی، تجارت و کیفیت نیروی انسانی را مدنظر قرار دادند. ارباب و عباسی فر (۱۳۹۱)، بر اساس چارچوب نظری کوزنتس، رابطه‌ی آلودگی آب و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. گروه دیگری از مطالعات در این حوزه مربوط به مطالعاتی است که تنها در یک کشور و بر اساس داده‌های سری زمانی، رابطه مورد نظر را بررسی کردند مانند وانگ و همکاران (۲۰۱۱). فطرس و نسرين دوست (۱۳۸۸) نیز مطالعه‌ای در قالب منحنی کوزنتس، برای آلودگی هوا و آلودگی آب در کشور ایران در نظر گرفتند. در ادامه تعدادی از مطالعات جدید که در این حوزه انجام شده تشریح می‌شود: مطالعه‌ی Ito (2017) به بررسی ارتباط بین انتشار دی‌اکسیدکربن، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در قالب پانل و در ۴۲ کشور در حال توسعه پرداخت. سیاست پیشنهادی این مطالعه، کاهش مصرف انرژی فسیلی در جریان رشد اقتصادی است تا مانع از انتشار آلاینده‌ها شده و کیفیت محیط زیست

وقوع انقلاب صنعتی اگرچه باعث رشد اقتصادی بسیار سریع در کشورها شد اما پیامدهایی مانند گرمای جهانی و تغییر اقلیم را به دنبال داشت. یک جنبه‌ی اصلی در اقتصاد صنعتی، حرکت اقتصاد جهانی از حالت اقتصاد ارگانیک و مبتنی بر فعالیت انسان و حیوان به اقتصاد غیر ارگانیک مبتنی بر سوخت‌های فسیلی است که استفاده از این سوخت‌ها، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن را افزایش و باعث آسیب‌های جدی در جو و اقلیم جهانی شده است. به طوری که در حال حاضر این آسیب‌ها و همچنین آلودگی محیط‌زیست یکی از مهمترین چالش‌های مدیریتی در سطح بین المللی شده است. مجمع بین‌المللی تغییر اقلیم (IPCC) در گزارش سال ۲۰۰۷ خود اعلام می‌کند که ارتباط بسیار نزدیک بین دمای متوسط جهانی و انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG) وجود دارد، برای مثال انتشار گازهای گلخانه‌ای هر سال حدود ۱/۶ درصد و انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از سوخت‌های فسیلی حدود ۱/۹ درصد در سال، طی سه دهه‌ی گذشته بوده است (Kasman & Duman, 2015). این مجمع همچنین گزارش می‌دهد که متوسط دمای جهانی افزایشی بین ۱/۸ تا ۶/۴ درجه سانتی‌گراد را در ۱۰۰ سال آینده خواهد داشت. انتشار گاز CO₂ ناشی از مصرف انرژی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای صنعتی از ۱۹۹۰ افزایش یافته است. به طوری که وخامت و بدی کیفیت محیط‌زیست به حد هشدار دهنده رسیده است و باعث افزایش نگرانی پیرامون گرمای جهانی و تغییر اقلیم شده است. روند فزاینده‌ی آلودگی و تخریب محیط‌زیست، دولت‌ها و مجامع بین المللی را بر آن داشته است تا با تدوین و اجرای قوانین و مقررات، از آلودگی و تخریب محیط‌زیست جلوگیری کنند، از آن جمله این که کشورهای صنعتی بر اساس پروتکل کیوتو (۱۹۹۷) موظف به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای شدند. بر این اساس، فهم و آگاهی از دلایل تخریب محیط‌زیست و ارتباط آن با رشد اقتصادی در سال‌های اخیر مدنظر قرار گرفته است (Kasman & Duman, 2015). در این راستا اثر رشد اقتصادی بر محیط‌زیست زمینه‌ی مشترک پژوهش در میان اقتصاددانان شده است. علاوه بر آن، آلودگی محیط‌زیست خود می‌تواند به عنوان مانعی برای محدودسازی رشد اقتصادی و توسعه کشورها محسوب شود که ضرورت مطالعه‌ی عوامل موثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان منبع عمده‌ی آلودگی محیط‌زیستی را مشخص می‌کند. محدودیت اصلی مطالعاتی که ارتباط بین درآمد و محیط‌زیست را در چارچوب تک متغیره در قالب EKC در نظر می‌گیرند این است که مساله ارباب ناشی از متغیر حذف شده در این گروه مشهود است (Kasman & Duman, 2015). بر این اساس، هدف اصلی مطالعه این است که ارتباط پویا بین انتشار گاز دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، درآمد، تجارت و شهرنشینی را بررسی کرده و فرضیه EKC را در کشورهای منطقه‌ی منا آزمون کند تا عوامل موثر بر انتشار و رابطه‌ی علی بین آن‌ها در منطقه‌ی مورد مطالعه آشکار شود. جنبه‌ی متفاوت این پژوهش این است که علاوه بر استفاده از قالب پانل و آزمون‌های جدید در این حوزه، اولاً اثر تجارت را به

را نیز در مدل وارد کرد. مطالعات تجربی Jalil & Mahmud (2009): (2014) Farhani et al, و Jayanthakumaran et al, (2012) اثر تجارت بر انتشار را بررسی کردند و بر ضرورت بررسی اثر تجارت بر انتشار، درآمد و انرژی تاکید کردند. متغیر سهم جمعیت شهری از این جهت وارد مدل شد که برخی از شهرها در برخی از کشورها با نرخ سریعتری نسبت به متوسط ملی رشد می کنند که فشارهایی را بر منابع شهری و محیط زیست وارد می کند. به ویژه در کشورهای در حال توسعه، کارگران برای یافتن شغل بهتر، تحصیل و یا برخورداری از خدمات درمانی از روستا به شهر مهاجرت می کنند. رشد جمعیت شهری به عنوان منبع دیگری از آلودگی در نظر گرفته شد. براین اساس وارد کردن تجارت و سهم جمعیت شهری در مدل می تواند ارباب ناشی از حذف متغیر را در تخمین برطرف کند و مدل دوم به صورت زیر بیان شود:

$CO_2 = \alpha + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 PGDP_{it}^2 + \beta_3 EC_{it} + \beta_4 TO_{it} + \beta_5 UR_{it} + \varepsilon_{it}$	مدل دوم
--	---------

در رابطه ی فوق TO و UR به ترتیب نشان دهنده ی آزادسازی تجاری و سهم جمعیت شهری است که علامت مورد انتظار برای ضرایب این دو متغیر مثبت است. برای آزمون EKC ابتدا لازم است ایستایی متغیرها در قالب آزمون های مختلف ریشه واحد پانل بررسی شود. اگر متغیرها ایستا نباشند لازم است در گام بعد رابطه ی همجمعی بین سری ها با استفاده از تکنیک همجمعی پانل مناسب مورد آزمون قرار گیرد. در صورت تایید وجود رابطه همجمعی بین متغیرها، در گام بعد کشف بلندمدت محاسبه می شود و نهایتاً مدل تصحیح خطای پانل^۲ برای بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت تخمین زده می شود. آزمون های ریشه واحد پانل متعددی پیشنهاد شده است که در این مطالعه از آن ها برای تعیین درجه همگرایی سری ها مورد استفاده قرار گرفت. آزمون لوین، لین و چو و آزمون t -bar پیشنهادی توسط ایم و پسران و شین در این مطالعه استفاده شد. در آزمون لوین، لین و چو فرض اساسی، مستقل بودن واحدهای مقطعی از همدیگر می باشد. آن ها استدلال می کنند که در داده های پانلی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده ها دارای قدرت بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع بصورت جداگانه است. فرضیه صفر در این آزمون بیانگر این است که سری زمانی دارای ریشه واحد بوده و فرضیه مخالف ایستایی سری زمانی را نشان می دهد. آزمون ایم، پسران و شین، تحت فرض یک بیان می کند که تمامی واحدهای مقطعی همگرا به سمت یک مقدار تعادلی با سرعت های متفاوت اند. دو مرحله برای انجام این آزمون وجود دارد، ابتدا محاسبه ی متوسط آماره t برای هر یک از واحدهای مقطعی در نمونه و در مرحله دوم محاسبه آماره t استاندارد به صورت زیر است:

$t - \bar{t} = \sqrt{N(t_{\alpha} - k_t) / \sqrt{(\theta_t)}} \quad (1)$
--

N اندازه پانل، t_{α} آماره متوسط ADF t برای هر یک از واحدها با و بدون روند، k_t و θ_t میانگین و واریانس تخمینی از آماره $t_{\alpha i}$ که

را با مصرف انرژی تجدید پذیر حفظ کنند. Ahmad & Du (2017) با بررسی اثر متغیرهای مهم و تاثیرگذار به مطالعه ی ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست ایران طی سال های ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداختند. متغیرهای سرمایه گذاری خارجی، تورم، جمعیت وارد مدل شده و اثر آن بر کیفیت محیط زیست براساس میزان انتشار گاز دی اکسید کربن هدف قرار گرفت. (Cherni & Jouinia, 2017) با استفاده از داده های سری زمانی در کشور تونس رابطه ی رشد اقتصادی، مصرف انرژی فسیلی و انتشار گاز دی اکسید کربن را بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می دهد رابطه ی انتشار گاز دی اکسید کربن، رشد اقتصادی و مصرف انرژی یک رابطه مستقیم است و جایگزینی انرژی تجدیدپذیر را به عنوان راه حل سیاستی پیشنهاد کردند. (Riti et al, 2017) بررسی فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای کشور چین با بالاترین رشد اقتصادی و مصرف انرژی را هدف قرار دادند. کشور چین به دلیل مصرف بالای انرژی به تبع رشد اقتصادی بالا و آلودگی، بیشتر مورد توجه این دسته از مطالعات قرار دارد. نتایج این مطالعه برقراری رابطه U مستقیم را نشان می دهد که به دلیل سیاست های ساختاری متفاوت از نقاط عطف متفاوت برای دوره های مختلف زمانی برخوردار است.

۲- روش انجام تحقیق

برای دستیابی به هدف مطالعه از دو مدل استفاده و به نوعی با هم مقایسه شد. مدل اول که رابطه ی بین انتشار گاز دی اکسید کربن را تنها با دو متغیر تولید و مصرف انرژی مد نظر قرار می دهد و مدل دوم این رابطه را با در نظر قرار دادن تجارت آزاد و درصد شهرنشینی کامل می کند. ارتباط بلندمدت بین متغیرها در EKC به صورت مدل اول دنبال می شود:

$CO_2 = \alpha + \beta_1 PGDP_{it} + \beta_2 PGDP_{it}^2 + \beta_3 EC_{it} + \varepsilon_{it}$	مدل اول
--	---------

تمامی متغیرها به فرم لگاریتمی هستند، اندیس i و t به ترتیب نشان دهنده کشور و زمان است. CO_2 انتشار سرانه دی اکسید کربن بر حسب واحد متریک تن است. $PGDP$ و $PGDP^2$ به ترتیب نشان دهنده GDP سرانه و توان دوم آن است. EC مصرف انرژی سرانه را نشان می دهد. ضرایب β_1 ، β_2 و β_3 به ترتیب کشش بلندمدت انتشار گاز دی اکسید کربن نسبت به سرانه GDP ، توان دوم آن و مصرف انرژی است. تحت فرض EKC انتظار بر این است که $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ باشد به طوری که شکل U معکوس در نقطه ی افزایش درآمد باعث انتشار کمتر CO_2 شود. همچنین انتظار بر این است که افزایش مصرف انرژی باعث افزایش انتشار CO_2 شود که این به معنی $\beta_3 > 0$ است (Kasman & Duman, 2015). در مدل دوم اثر تجارت آزاد و سهم جمعیت شهری نیز بررسی شد. اثر تجارت بر محیط زیست در مطالعه (Cole & Elliott, 2003) در نظر گرفته شده است. تجارت بین المللی باعث انتقال کالاهای نهایی یا واسطه از یک کشور به سایر کشورها برای مصرف و یا استفاده در فرآیند تولید می شود و افزایش در مصرف و یا تولید به دلیل تجارت بین المللی یکی از منابع آلودگی است. بنابراین بایستی متغیر تجارت آزاد

که در رابطه بالا y و X همجمعند. ارتباط همجمعی نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی علی بین متغیرها حداقل در یک مسیر است. اما نتایجی پیرامون جهت رابطه‌ی علی بیان نمی‌کند. برای بررسی مسیر کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه‌ی علی بین متغیرها، از مدل تصحیح خطا مبتنی بر پانل و براساس روش دو مرحله‌ای انگل و گرانجر (۱۹۸۷) استفاده می‌شود که در مرحله‌ی اول پارامترهای بلندمدت در مدل ۱ و ۲ تخمین زده و مقادیر پسماند آن محاسبه و به عنوان یک متغیر به سمت راست معادله اضافه می‌شود و نهایتاً مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت تخمین زده می‌شود. آزمون رابطه‌ی علیت گرانجر شامل جز تصحیح خطا (ECT) برای مدل اول به صورت رابطه‌ی (۳) و برای مدل دوم به صورت رابطه‌ی (۴) تصریح می‌شود (Kasman & Duman, 2015).

با استفاده از شبیه‌سازی مقادیر آن برای N و T توسط ایم و پسران و شین (۲۰۰۳) محاسبه شده است. برای بررسی همجمعی در داده‌های پانل، آزمون‌های مختلفی برای همجمعی پیشنهاد شده است که عبارتند از کاو (۱۹۹۹)، پدرونی (۱۹۹۹، ۲۰۰۴)، وسترلاند (۲۰۰۷) و مادالا و ویو (۱۹۹۹)، که در این مطالعه از آزمون متداول پدرونی استفاده شد. بعد از اثبات وجود رابطه‌ی همجمعی با روش FMOLS پیشنهادی توسط Pedroni (2002) تخمین انجام می‌شود که اجازه می‌دهد تا بردار همجمعی ناهمگن بین اعضای پانل تخمین زده شود. مزیت اصلی این روش این است که برای همبستگی سریالی و اریب همزمانی تصحیح شده است. دلیل دیگر استفاده از این روش این است که تخمین با OLS معمولی در زمانی که رگرسورها $I(1)$ باشند نتایج اریب دار می‌دهد: Pedroni (2002) سیستم همجمعی برای داده‌های پانل را به صورت رابطه (۲) پیشنهاد می‌دهد:

$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$	(۲)
$\Delta CO_{2it} = \alpha_{1i} + \sum_p^0 \alpha_{11ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{12ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{13ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{14ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \theta_{1i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{1it}$	(۳)
$\Delta EC_{it} = \alpha_{2i} + \sum_p^0 \alpha_{21ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{22ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{23ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{24ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \theta_{2i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{2it}$	
$\Delta GDP_{it} = \alpha_{3i} + \sum_p^0 \alpha_{31ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{32ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{33ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{34ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \theta_{3i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{3it}$	
$\Delta GDP_{it}^2 = \alpha_{4i} + \sum_p^0 \alpha_{41ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{42ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{43ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{44ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \theta_{4i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it}$	
$\Delta CO_{2it} = \alpha_{1i} + \sum_p^0 \alpha_{11ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{12ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{13ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{14ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{15ip} \Delta T_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{16ip} \Delta U_{it-p} + \theta_{1i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{1it}$	(۴)
$\Delta EC_{it} = \alpha_{2i} + \sum_p^0 \alpha_{21ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{22ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{23ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{24ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \sum_p^0 \alpha_{25ip} \Delta T_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{26ip} \Delta U_{it-p} + \theta_{2i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{2it}$	
$\Delta GDP_{it} = \alpha_{3i} + \sum_p^0 \alpha_{31ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{32ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{33ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{34ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \sum_p^0 \alpha_{35ip} \Delta T_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{36ip} \Delta U_{it-p} + \theta_{3i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{3it}$	
$\Delta GDP_{it}^2 = \alpha_{4i} + \sum_p^0 \alpha_{41ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{42ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{43ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{44ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \sum_p^0 \alpha_{45ip} \Delta T_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{46ip} \Delta U_{it-p} + \theta_{4i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{it}$	
$\Delta T_{it} = \alpha_{5i} + \sum_p^0 \alpha_{51ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{52ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{53ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{54ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \sum_p^0 \alpha_{55ip} \Delta T_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{56ip} \Delta U_{it-p} + \theta_{5i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{5it}$	(۴)
$\Delta U_{it} = \alpha_{6i} + \sum_p^0 \alpha_{61ip} \Delta CO_{2it-p} + \sum_p^0 \alpha_{62ip} \Delta EC_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{63ip} \Delta GDP_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{64ip} \Delta GDP_{it-p}^2 + \sum_p^0 \alpha_{65ip} \Delta T_{it-p} + \sum_p^0 \alpha_{66ip} \Delta U_{it-p} + \theta_{6i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{6it}$	

لوین، لین و چاو و آزمون ایم، پسران و شین لگاریتم متغیرهای مورد نظر در سطح، دارای ریشه واحد بوده اما تفاضل با یک وقفه‌ی آن‌ها ایستا است. بر این اساس تمامی متغیرها $I(1)$ هستند. جدول (۲) نتایج آزمون همجمعی پدرونی برای داده‌های پانل را نشان می‌دهد. معنی‌داری بیشتر آماره‌ها حاکی از آن است که فرض صفر این آزمون، مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی همجمعی رد می‌شود و وجود رابطه‌ی همجمعی بین

۱-۲- منطقه مورد مطالعه

این بررسی در قالب پانل برای کشورهای منطقه‌ی منا^۱ و برای دوره‌ی زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ است.

۳- نتایج

بر اساس آزمون‌هایی ایستایی پانل انجام شده، متغیرها دارای ریشه واحد هستند. نتایج جدول یک نشان می‌دهد که بر اساس دو آزمون

۱. ایران، عربستان، مصر، کویت، تونس، الجزایر، امارات متحده عربی، بحرین، لیبی، مراکش، ...

وجود رابطه‌ی غیر خطی بین انتشار گاز دی‌اکسیدکربن و درآمد بررسی شود. نتایج وجود رابطه‌ی مثبت و معنی دار بین درآمد و انتشار را نشان می‌دهد به عبارت دیگر درآمد بالاتر منجر به انتشار بیشتر گاز دی‌اکسیدکربن به محیط‌زیست می‌شود. ضریب توان دوم درآمد منفی و معنی دار شده است که نشان‌دهنده‌ی وجود رابطه‌ی غیرخطی منفی بین توان دوم درآمد و انتشار در کشورهای مورد مطالعه در منطقه‌ی منا است و رابطه U معکوس بین دو متغیر را آشکار کرده و فرضیه EKC را تایید می‌کند، به عبارت دیگر ارتباط درجه دوم بین این دو متغیر حاکی از این است که سرانه انتشار گاز دی‌اکسیدکربن تا یک سطح معینی از تولید ناخالص داخلی سرانه، افزایش یافته و پس از آن کاهش می‌یابد که نتایج بدست آمده با اغلب مطالعات انجام شده در این حوزه همسو است. مقایسه ضرایب در دو مدل نشان می‌دهد که جهت تأثیرگذاری متغیرها بر میزان انتشار آلودگی مشابه است و ضریب تأثیرگذاری مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در مدل اول بیشتر است. به طور جزئی‌تر در مدل اول با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی کشورهای مورد بررسی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، میزان انتشار آلودگی معادل ۲/۲۱ درصد افزایش می‌یابد.

متغیرها تایید می‌شود که به طور ضمنی بر وجود رابطه‌ی علیت دوطرفه نیز اشاره دارد. این آزمون اگرچه به وجود و یا عدم وجود رابطه‌ی همجمعی دلالت دارد اما قادر به تخمین ضرایب در روابط بلندمدت و یا کوتاه‌مدت بین متغیرها نیست. در ادامه از تخمین زن‌های رایج در این زمینه برای تخمین ضریب استفاده شد. در جدول (۳)، نتایج مربوط به رابطه‌ی علی بین متغیرهای مدل نشان داده شده است. بر اساس این جدول، آماره‌ی کای دو، معیار قضاوت در این آزمون است که با توجه به مقادیر آن، فرض عدم وجود رابطه‌ی علی بین متغیرها در سطح قابل قبولی رد شده است. به عبارت دیگر مصرف انرژی، آزادسازی تجاری، تولید ناخالص داخلی و مجذور آن علت آلودگی محیط‌زیست و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در منطقه مورد بررسی می‌باشند. جدول (۴)، نتایج تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرها در قالب مدل اول و دوم را نشان می‌دهد. با توجه به این که تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی هستند، بنابراین پارامترهای تخمینی در معادلات بلندمدت نشان‌دهنده‌ی کشش است. تمامی ضرایب در سطح یک درصد معنی‌دارند بجز ضریب متغیر شهرنشینی که در سطح ده درصد معنی دار شده است. برای بررسی EKC، توان دوم تولید ناخالص داخلی در مدل استفاده شده است تا

جدول ۱- نتایج ایستایی متغیرهای مورد مطالعه

وضعیت ایستایی	ایم، پسران و شین		لین، لین و چاو		متغیرها
	وقفه	سطح	وقفه	سطح	
I(1)	-۱۰/۰۵*** (۰/۰۰)	۰/۴۵ (۰/۶۷)	-۲/۹۴*** (۰/۰۰)	-۲/۹۸*** (۰/۰۰)	لگاریتم انتشار دی‌اکسیدکربن
I(1)	-۵/۳۸*** (۰/۰۰)	۲/۲۶ (۰/۹۸)	-۳/۸۲*** (۰/۰۰)	-۰/۱۹ (۰/۴۲)	لگاریتم مصرف تولید ناخالص داخلی
I(1)	-۷/۲۴*** (۰/۰۰)	۱/۸۰ (۰/۹۶)	-۴/۷۴*** (۰/۰۰)	-۰/۴۰ (۰/۳۴)	لگاریتم مصرف انرژی
I(1)	-۵/۲۹*** (۰/۰۰)	۲/۳۶ (۰/۹۹)	-۳/۸۰*** (۰/۰۰)	-۰/۰۵ (۰/۴۷)	لگاریتم توان دو تولید ناخالص داخلی
I(1)	-۸/۴۸*** (۰/۰۰)	-۰/۹۱ (۰/۱۸)	-۸/۱۳*** (۰/۰۰)	-۱/۹۳** (۰/۰۲)	لگاریتم تجارت
I(1)	-۱۲/۲۳*** (۰/۰۰)	۲/۸۸ (۰/۹۹)	-۲۲/۳۹*** (۰/۰۰)	-۲/۷۸*** (۰/۰۰۲)	درصد شهرنشینی

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

جدول ۲- نتایج آزمون همجمعی پدورنی

بین گروهی		درون گروهی	
۲/۷۹ (۰/۹۹)	آماره rho گروهی	-۳/۸۰ (۰/۹۹)	آماره v تلفیقی
-۷/۲۱*** (۰/۰۰)	آماره pp گروهی	۲/۰۲ (۰/۹۷)	آماره rho تلفیقی
-۲/۳۷*** (۰/۰۰)	آماره ADF گروهی	-۴/۹۴*** (۰/۰۰)	آماره pp تلفیقی
		-۱/۹۵** (۰/۰۲)	آماره ADF تلفیقی

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

جدول ۳- رابطه علی بین متغیرهای مورد مطالعه (رهبافت PVAR)

نتیجه آزمون	آماره Chi2	فرض صفر
رد	۴۷۳/۸ (۰/۰۰)	مصرف انرژی علت آلودگی محیط‌زیست نیست.
رد	۲۴۰/۹ (۰/۰۰)	آزادسازی تجاری علت آلودگی محیط‌زیست نیست.
رد	۲۶۰/۲ (۰/۰۰)	تولید ناخالص داخلی علت آلودگی محیط‌زیست نیست.
رد	۶۶۳/۴ (۰/۰۰)	شهرنشینی علت مصرف انرژی نیست.
رد	۲۳۴/۷ (۰/۰۰)	مجذور تولید ناخالص داخلی علت آلودگی محیط‌زیست نیست.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیر در دوره‌های اولیه بیش از ۳۰ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهند در حالی که قدرت توضیح دهنده سایر متغیرها در سال‌های ابتدایی کم است. بطور جزئی‌تر، در دوره ۱۵م در حدود ۳۲/۶۷ درصد از تغییرات متغیر آلودگی محیط‌زیست توسط خود این متغیر توضیح داده می‌شود و سهم مربوط به متغیرهای مصرف انرژی و آزادسازی تجاری به ترتیب ۱۹/۸۰ درصد و ۱۴/۰۱ درصد است. در این بین، سهم تولید ناخالص داخلی و متغیر شهرنشینی در حدود ۱۳ درصد بدست آمده است. این یافته نشان می‌دهد مصرف انرژی در مقایسه با سایر متغیرها دارای نقش مهمتری در انتشار آلودگی می‌باشد. نتایج تجزیه واریانس برای دوره‌های بعد حاکی از آن است که سهم متغیر مصرف انرژی کاهش و بر سهم متغیر آزادسازی تجاری افزوده می‌شود، بطوری که در دوره ۲۰م سهم مصرف انرژی از تغییرات آلودگی محیط‌زیست به ۹/۱۶ درصد کاهش و سهم تجارت به ۲۱/۷۹ درصد افزایش یافته است. همچنین در بین متغیرهای مورد بررسی سهم مجذور تولید ناخالص داخلی نیز روند افزایشی داشته است.

جدول (۵) - تجزیه واریانس متغیرهای مورد بررسی

معادله	تکرار	متغیرها				
		آلودگی داخلی	تولید ناخالص داخلی	مصرف انرژی	آزادسازی تجاری	شهرنشینی
۵	۳۲/۶۷	۱۳/۹۳	۶/۳۰	۱۹/۸۰	۱۴/۰۱	۱۳/۲۶
۱۰	۲۳/۶۹	۱۹/۲۷	۱۴/۱۳	۱۵/۵۲	۲۰/۴۰	۶/۹۷
۲۰	۴۰/۹۱	۳/۲۰	۲۱/۳۴	۹/۱۶	۲۱/۷۹	۳/۵۸

ماخذ: یافته‌های پژوهش

پس از تخمین رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل و تعیین رابطه‌ی علیت بین آن‌ها، در جدول (۶) و (۷) نتایج تخمین رابطه‌ی کوتاه‌مدت در دو مدل اول و دوم گزارش شده است. نتایج جدول (۶) حاکی از آن است که تمامی متغیرهای موجود در مدل اول اثر معنی‌داری بر میزان انتشار آلودگی محیط‌زیستی داشته و در این بین بیشترین مقدار مطلق ضریب برآوردی مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی (۱/۶۸- درصد) و کمترین آن مربوط به متغیر مصرف انرژی و مجذور تولید ناخالص داخلی است. ضریب جمله تصحیح خطا نیز در مدل اول معادل ۰/۱۱- درصد بدست آمده است که در سطح قابل قبول پنج درصد معنی‌دار و بیانگر سرعت پایین تعدیل در الگوی اول است. بر اساس جدول ۷ در کوتاه‌مدت متغیرهای تولید ناخالص داخلی در سطح پنج درصد اثر منفی و معنی‌دار بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارد. این در حالی است که متغیرهای مصرف انرژی، آزادسازی تجاری در سطح ده درصد اثر معنی‌دار و به ترتیب مثبت و منفی دارد. اگرچه تأثیر متغیر شهرنشینی در کوتاه‌مدت منفی بوده اما در سطح قابل قبولی معنی‌دار نشده است. با توجه به معنی‌داری ضریب تصحیح خطا در سطح یک درصد و مقدار آن (۱۷ درصد)، می‌توان بیان نمود که تعادل به سمت بلندمدت با سرعت کمی انجام می‌شود.

همچنین ضریب برآوردی متغیر لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی به ترتیب معادل ۰/۱۲- درصد و ۱/۰۸ درصد بدست آمده است. علامت منفی ضریب متغیر لگاریتم مجذور تولید ناخالص داخلی بیانگر پذیرش فرضیه کوزنتس در مطالعه حاضر است. همچنین افزایش یک درصدی در میزان مصرف انرژی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط میزان انتشار آلودگی را معادل ۱/۰۸ درصد افزایش می‌دهد. نتایج مدل دوم در جدول (۴) نشان می‌دهد که ضریب برآوردی متغیر تولید ناخالص داخلی معادل ۱/۲۴ درصد است. بنابراین، انتظار می‌رود با افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن به میزان ۱/۲۴ درصد افزایش یابد. نتایج همچنین حاکی از وجود رابطه‌ی مثبت بین انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی است. با توجه به ضریب برآوردی این متغیر در جدول (۴)، افزایش یک درصدی در سرانه مصرف انرژی در کشورهای مورد بررسی، منجر به افزایش ۰/۸۲ درصدی در انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن می‌شود. تجارت آزاد، اثر مثبت بر انتشار سرانه داشته اما ضریب برآوردی این متغیر در سطح قابل قبولی معنی‌دار نشده است لذا در تفسیر این متغیر باید با احتیاط رفتار شود. متغیر شهرنشینی نیز دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن در منطقه‌ی منا است و با افزایش یک درصد در جمعیت شهری، سرانه انتشار آلودگی در کشورهای مورد بررسی معادل ۰/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. هرچند از نظر مقدار مطلق، میزان تأثیر این متغیر در مقایسه با سایر متغیرها کمتر است. ضریب R^2 در هر دو مدل بیانگر خوبی برازش مدل است.

جدول ۴- نتایج رابطه بلندمدت معادله انتشار دی‌اکسیدکربن

سطح احتمال	آماره t	ضریب	مدل اول
			لگاریتم تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	۴/۲۱	۲/۲۱***	لگاریتم توان دو تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	-۴/۳۴	-۰/۱۲***	لگاریتم مصرف انرژی
۰/۰۰	۱۵/۸۲	۱/۰۸***	
	۰/۹۶	R^2	
مدل دوم			
			لگاریتم تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	۲/۵۶	۱/۲۴**	لگاریتم توان دو تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰	-۲/۶۹	-۰/۰۷***	لگاریتم مصرف انرژی
۰/۰۰	۱۲/۰۱	۰/۸۲***	لگاریتم تجارت
۰/۰۰	-۰/۲۱	-۰/۰۲	درصد شهرنشینی
۰/۰۰	۵/۱۳	۰/۰۳***	
	۰/۹۷	R^2	

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

نتایج برآورد تجزیه واریانس در جدول (۵) گویای آن است که برای متغیر آلودگی محیط‌زیست، از میان متغیرهای الگو، شوک‌های رشد این

جدول ۶- نتایج رابطه کوتاهمدت مدل اول

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۲***	۱۱/۴۵	۰/۰۰
تولید ناخالص داخلی	-۱/۶۸***	-۳/۱۷	۰/۰۰
مجذور تولید ناخالص داخلی	۰/۰۶***	۲/۷۰	۰/۰۰
مصرف انرژی	۰/۰۷**	۱/۹۹	۰/۰۴
تولید ناخالص داخلی با یک وقفه	۰/۵۲***	۲/۶۳	۰/۰۰
مصرف انرژی با یک وقفه	-۰/۳۸***	۹/۱۴	۰/۰۰
جمله تصحیح خطا	-۰/۱۱***	-۵/۷۰	۰/۰۰

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

جدول ۷- نتایج رابطه کوتاهمدت مدل دوم

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۳***	۵/۶۸	۰/۰۰
تولید ناخالص داخلی	-۱/۲۵**	-۲/۲۰	۰/۰۲
مجذور تولید ناخالص داخلی	۰/۰۴*	۱/۷۸	۰/۰۷
مصرف انرژی	۰/۰۶*	۱/۶۹	۰/۰۹
آزاد سازی تجاری	-۰/۰۴*	-۱/۷۳	۰/۰۸
شهرنشینی	-۰/۰۱	-۰/۸۰	۰/۴۲
تولید ناخالص داخلی با یک وقفه	۰/۳۷*	۱/۸۳	۰/۰۶
مصرف انرژی با یک وقفه	۰/۳۷***	۸/۳۸	۰/۰۰
آزاد سازی تجاری با یک وقفه	-۰/۰۰۷	-۰/۲۶	۰/۷۹
جمله تصحیح خطا	-۰/۱۷***	-۵/۷۸	۰/۰۰

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

۴- نتیجه گیری

در این پژوهش، به ارزیابی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر کیفیت محیط زیست در منطقه‌ی منا در طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۰ طی دو مدل پرداخته و نتایج حاصل از دو مدل با یکدیگر مقایسه شد. شاخص کیفیت محیط زیست در این پژوهش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن است. متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده شامل درآمد سرانه، شاخص آزادسازی تجاری، سرانه مصرف انرژی و جمعیت شهرنشینی است. بررسی رابطه علی بین متغیرهای مورد بررسی نشان داد که فرض عدم وجود رابطه‌ی علی بین مصرف انرژی، آزادسازی تجاری، تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی با آلودگی محیط زیست و انتشار گاز دی‌اکسید کربن در منطقه مورد بررسی رد می‌شود. به بیان دیگر این متغیرها می‌توانند

علت انتشار آلودگی در منطقه در نظر گرفته شوند. نتایج رابطه بلندمدت برای مدل اول نشان داد که اثر متغیر تولید ناخالص داخلی بر انتشار آلودگی بیش از متغیر مصرف انرژی است. البته باید عنوان نمود که انتشار آلودگی نسبت به تغییرات این دو متغیر کُشش پذیر است. همچنین فرضیه کوزنتس در مدل اول و دوم برای کشورهای منطقه منا پذیرفته شده است. در مدل دوم نیز تغییرات متغیر آلودگی، نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی کُشش پذیر و نسبت به تغییرات سایر متغیرها کُشش ناپذیر است. بطور کلی از نظر مقدار مطلق ضرایب برآوردی مدل اول بزرگتر از ضرایب مدل دوم بدست آمده است. نتایج تجزیه واریانس متغیر انتشار آلودگی حاکی از آن است که در دوره‌های ابتدایی سهم مصرف انرژی از تغییرات متغیر وابسته بیش از متغیرهای دیگر است. اما در ادامه در دوره‌های بعد از سهم مصرف انرژی کاسته و بر سهم آزاد سازی تجاری افزوده می‌شود. به‌طور کلی استفاده از متغیر مصرف انرژی در این مطالعه به این دلیل است که شاخصی مناسب برای سطح به‌کارگیری از سوخت‌های فسیلی است. نتایج نشان می‌دهد که اثر این متغیر در سطح بالایی، از اهمیت برخوردار است و ضریب آن نیز درخور توجه می‌باشد. به طوری که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به میزان ۱۰ درصد، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۱۰ درصد افزایش می‌یابد که نتایج مبتنی بر انتظار است. لذا پیشنهاد می‌شود سیاست مصرف انرژی‌های پاک به شکل جدی دنبال شود تا فشار بار آلودگی سوخت‌های فسیلی به عنوان مهمترین منبع تأمین انرژی در این کشورها (دارا بودن منابع این نوع انرژی) کاهش یابد. از طرف دیگر بالابردن بهره‌وری مصرف انرژی می‌تواند کمک شایانی در کاهش بار آلودگی ناشی از مصرف آن شود. تأثیر مثبت شاخص شهرنشینی بر انتشار آلودگی در بلندمدت به این معنی است که با افزایش جمعیت شهری، افزایش تقاضا برای مواردی چون حمل و نقل Jones (1991) و (Holtedahl & Joutz (2004) خدمات شهری دفع فاضلاب و زباله‌ها (Mulder et al, 2014) و به طور کلی افزایش تقاضا برای کالاهای تأمین‌کننده رفاه که نوعاً انرژی‌بر هستند (Andersson & Karpestam, 2013). به نحوی رخ می‌دهد که موجب افزایش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن خواهد شد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود با عنایت به سیاست‌های تراکم‌زدایی در کلان شهرها و برخی مناطق شهری دارای جمعیت بالا، تاحدی کیفیت محیط زیست را حفظ و از آلودگی آن جلوگیری شود. عملی شدن سیاست تمرکززدایی و ایجاد تعادل در جمعیت شهری مستلزم ایجاد فرصت‌ها و امکانات برابر و فراهم کردن فرصت‌های اشتغال در سراسر کشور است. تراکم شاخص آزادسازی تجاری که به عنوان سطح باز بودن اقتصاد در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت، به صورت نسبت تجارت (مجموع واردات و صادرات) به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در بلندمدت این متغیر اثر مثبت و در کوتاه‌مدت اثر منفی بر میزان انتشار آلودگی داشته است. بنابراین پیشنهاد می‌شود سیاست تجاری سازی محصولات در سطح بین‌المللی همراه با توجه به فشارهای وارده به محیط زیست داخل در نتیجه این تولیدات باشد تا ضمن کسب فرصت ارزآوری آزادسازی تجاری، بتوان

تصحیح خطا بیانگر سرعت پایین تعدیل است و اگر شوکی در این بازار وارد شود بیش از ۵ سال به طول خواهد انجامید تا تعادل کوتاه‌مدت و تعادل بلندمدت هم‌جهت گردند. همانطور که بیان شد مصرف انرژی، مطابق انتظار دارای بیشترین اثرگذاری در انتشار آلودگی است.

صادرات کالاهایی را هدف قرار داد که تهدیدات کمتری برای محیط زیست داشته باشد. در نهایت نتایج رابطه کوتاه‌مدت نیز هم‌جهت با نتایج رابطه بلندمدت بوده و ضرایب برآوردی مدل اول از نظر مقدار مطلق بزرگتر از ضرایب مدل دوم است. همچنین ضریب جمله

منابع

- ارباب، ح، عباسی‌فر، ز، ۱۳۹۱. بررسی رابطه آلودگی آب و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی، سال اول، شماره ۳، ص ۱-۱۶.
- امیر تیموری، س، خلیلیان، ص. ۱۳۸۸. بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO2 در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی کوزنتس، علوم محیطی، سال هفتم، شماره ۱، ص ۱۶۱-۱۷۲.
- فطرس، م. ح، نسربین دوست، م، ۱۳۸۸. بررسی رابطه‌ی آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۸۳-۱۳۵۹، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۱، ص ۱۱۳-۱۳۵.
- مداح، م، عبداللهی، م، ۱۳۹۱. اثر کیفیت نهادها بر آلودگی محیط‌زیست در چارچوب منحنی کوزنتس با استفاده از الگوهای پانل دیتا ایستا و پویا (کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)، فصلنامه اقتصاد محیط‌زیست و انرژی، سال دوم، شماره ۵، ص ۱۸۶-۱۷۱.
- نصراللهی، ز، غفاری گولک، م، ۱۳۸۸. توسعه‌ی اقتصادی و آلودگی محیط‌زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منحنی محیط‌زیستی کوزنتس)، پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی، سال نهم، شماره ۲، ص ۱۰۵-۱۲۶.
- Ahmad, N., Du, L., 2017. Effects of energy production and CO2 emissions on economic growth in Iran: ARDL approach, *Energy*, Vol. 123, P. 521-537.
- Akbostancı, E., Türüt-Aşık, S., Tunç, G. İ., 2009. The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve?, *Energy Policy*, Vol.37(3), P. 861-867.
- Al-Iriani, M. A. 2006. Energy-GDP relationship revisited: an example from GCC countries using panel causality, *Energy policy*, Vol. 34(17), P. 3342-3350.
- Andersson, F. N., Karpestam, P., 2013. CO2 emissions and economic activity: Short-and long-run economic determinants of scale, energy intensity and carbon intensity, *Energy Policy*, Vol. 61, P. 1285-1294.
- Apergis, N., Payne, J. E., 2010. The emissions, energy consumption, and growth nexus: evidence from the commonwealth of independent states, *Energy Policy*, Vol. 38(1), P. 650-655.
- Cherni, A., Jouinia, S. E., 2017. An ARDL approach to the CO2 emissions, renewable energy and economic growth nexus: Tunisian evidence, *International Journal of Hydrogen Energy*, Vol. 42 (48), P. 29056-29066.
- Cole, M. A., Elliott, R. J., 2013. Determining the trade-environment composition effect: the role of capital, labor and environmental regulations, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 46(3), P. 363-383.
- Dinda, S., Coondoo, D., 2006. Income and emission: a panel data-based co-integration analysis, *Ecological Economics*, Vol. 57(2), P. 167-181.
- Farhani, S., Mrizak, S., Chaibi, A., Rault, C., 2014. The environmental Kuznets curve and sustainability: A panel data analysis, *Energy Policy*, Vol. 71, P. 189-198.
- Galeotti, M., Manera, M., Lanza, A., 2009. On the robustness of robustness checks of the environmental Kuznets curve hypothesis, *Environmental and resource economics*, Vol. 42(4), P. 551-574.
- Gurgul, H., Lach, L., 2011. The Role of Coal Consumption in the Economic Growth of the Polish Economy in Transition, *Energy Policy*, Vol. 39, P. 2088-2099.
- Holtedahl, P., Joutz, F. L., 2004. Residential electricity demand in Taiwan", *Energy Economics*, Vol. 26(2), P. 201-224.
- Ito, K., 2017. CO2 emissions, renewable and non-renewable energy consumption, and economic growth: Evidence from panel data for developing countries, *International Economics*, Vol. 151, P. 1-6.
- Jalil, A., Mahmud, S. F., 2009. Environment Kuznets curve for CO2 emissions: a cointegration analysis for China, *Energy Policy*, Vol. 37(12), P. 5167-5172.

- Jayanthakumaran, K., Verma, R., Liu, Y., 2012. CO2 emissions, energy consumption, trade and income: a comparative analysis of China and India, *Energy Policy*, Vol. 42, P. 450-460.
- Jones, D. W., 1991. How urbanization affects energy-use in developing countries, *Energy Policy*, Vol. 19(7), P. 621-630.
- 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 Modeling*, Vol. 44, P. 97-103.
- Kuznets, S., 1995. Economic growth and income inequality". *Am. Econ. Rev*, Vol. 49, P. 1-28.
- Lee, C. C., Lee, J. D., 2009. Income and CO2 emissions: evidence from panel unit root and co-integration tests, *Energy Policy*, Vol. 37(2), P. 413-423.
- Mulder, P., De Groot, H. L., Pfeiffer, B., 2014. Dynamics and determinants of energy intensity in the service sector: A cross-country analysis, 1980-2005, *Ecological Economics*, Vol. 100, P. 1-15.
- 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*, Vol. 20(03), P. 597-625.
- Riti, J. S., Song, D., Shu, Y., Kamah, M., 2017. Decoupling CO2 emission and economic growth in China: Is there consistency in estimation results in analyzing environmental Kuznets curve?, *Journal of Cleaner Production*, Vol. 166, P. 1448-1461.