Arshive of SID

اثر توسعه اقتصادی و شهرنشینی بر انتشار آلودگی در ایران

محمد حسن طرازکار[۱*]، نوید کارگر ده‌بیدی[۲] و محمد بخشوده[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۲/۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۶/۱۵

چکیده

در این مطالعه تاثیر توسعه اقتصادی و گسترش شهرنشینی بر آلودگی زیست محیطی در ایران در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور با استفاده از رهیافت خود رگرسیو با وقفه‌های گسترده (ARDL) رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت میان انتشار گاز دی اکسیدکربن (CO_2) به عنوان شاخص تخریب محیط زیست با درآمد ملی سرانه، رشد شهرنشینی، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری مورد آزمون قرار گرفت. نتایج مطالعه رابطه U وارون میان گسترش شهرنشینی و انتشار آلودگی را نشان داد. هم‌چنین، اثر متغیر درآمد ملی سرانه مثبت و از اهمیت آماری برخوردار بوده و انتظار می‌رود با افزایش ۱۰ درصد در درآمد سرانه، مقدار انتشار سرانه آلودگی در بلندمدت ۸/۵ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۷ درصد افزایش یابد. هم‌چنین، با ۱۰ درصد افزایش در مصرف سرانه انرژی انتظار می‌رود که سرانه انتشار CO_2 در بلندمدت ۴/۵ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۴ درصد افزایش یابد. در نهایت، آزاد سازی تجاری در کوتاه‌مدت، تأثیری مثبت بر سرانه انتشار آلودگی دارد، اما در بلندمدت اثر معنی‌دار ندارد.

طبقه‌بندی JEL: Q50،Q40 ،R11 ،R10

واژه‌های کلیدی: انتشار گاز CO_2، درآمد ملی سرانه، شهرنشینی، ARDL، ایران.

۱- استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۳- استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

*- نویسنده مسئول مقاله: Tarazkar@Shirazu.ac.ir

www.SID.ir

Arshive of SID

پیشگفتار

شهرنشینی یکی از مهم‌ترین پدیده‌های عصر کنونی است و به دلیل آثار اقتصادی و اجتماعی مهمی که بر جامعه می‌گذارد، در دهه‌های اخیر بیش‌تر مورد توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران قرار گرفته است (ابراهیمی و آل مراد، ۱۳۸۸). شهرها در رشد و شکوفایی تمدن بشری نقشی ارزنده ایفا کرده‌اند و این نقش چنان اهمیتی داشته که برخی، تمدن را مساوی شهرنشینی می‌دانند (فطرس و قربان سرشت، ۱۳۹۱). در فرآیند رشد شهرنشینی، جمعیت و نیروی کار از مناطق روستایی و بخش کشاورزی به عنوان مهم‌ترین بخش در تولید و تأمین‌کننده مواد غذایی جمعیت کشور، برای اشتغال در صنایع و حرفه‌های وابسته، به شهرها مهاجرت می‌نمایند. نابرابری درآمدی میان شهر و روستا، توزیع ناعادلانه امکانات رفاهی، بهداشتی و آموزشی نیز می‌تواند روند این مهاجرت را تسریع کند. فرآیند رشد شهرنشینی در کشورهای صنعتی و توسعه‌یافته، هم‌گام با روند تحولات تاریخی و هماهنگ با توسعه بخش صنعت بوده است. در مقابل نبود این نوع هماهنگی و رشد سریع‌تر شهرنشینی در کشورهای در حال توسعه سبب شده است تا توسعه اقتصادی سالم و پویا شکل نگیرد و شهرنشینی شتابان در این کشورها رخ دهد که به نوبه خود پیامدهای گوناگونی دارد که در نهایت، مجموعه‌ای از بحران‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی را بوجود می‌آورد (فطرس و معبودی، ۱۳۸۹).

در مورد رابطه بین رشد جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست دو دیدگاه متفاوت وجود دارد. دیدگاه نخست اشاره می‌کند که افزایش جمعیت شهری بر آلودگی محیط زیست تأثیر مثبت دارد زیرا با افزایش شهرنشینی استفاده از زیرساخت‌ها، حمل و نقل، انرژی و در نهایت، انتشار آلودگی افزایش می‌یابد. افزون بر این، انتقال از کشاورزی به صنعت نیز بر افزایش آلودگی محیط زیست می‌افزاید. بر اساس این دیدگاه افزون بر رشد اقتصادی و مصرف انرژی، شهرنشینی نیز در ادبیات اقتصادی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر آلودگی و تغییرات اقلیم مطرح است (فلاحی و حکمتی فرد، ۱۳۹۲).

اما دیدگاه دوم تأکید می‌کند که با روند گسترش شهرنشینی، زمینه بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس در استفاده از منابع ایجاد می‌شود و باعث خواهد شد تا انرژی در شهرها نسبت به روستاها به صورت کاراتر مصرف شود. هم‌چنین، بر اساس این دیدگاه چنانچه شهرها دارای مدیریت صحیح و کارآمد بوده و دسترسی جمعیت شهرنشین به تکنولوژی‌های پاک و دوست‌دار طبیعت امکان‌پذیر باشد، می‌توان انتظار داشت که گسترش شهرنشینی موجب کاهش سرانه انتشار

www.SID.ir

Arshive of SID

آلودگی شود. بنابراین رابطه بین رشد جمعیت شهری با مقدار آلودگی محیط‌زیست می‌تواند مثبت یا منفی باشد (جونز[1]، ۱۹۹۱؛ عالم[2] و همکاران، ۲۰۰۷).

یکی از انواع تخریب محیط زیست، انتشار گازهای گلخانه‌ای[3](GHG) در اثر فعالیت‌های بشری است که امروزه بیش از پیش مورد توجه پژوهشگران در زمینه محیط زیست قرار دارد. گازهای گلخانه‌ای شامل دی‌اکسید کربن، دی نیتروژن اکسید، متان، بخار آب و ازت می‌باشند که به گونه طبیعی در جو زمین وجود دارند. چنانچه مقدار گازهای گلخانه‌ای در جو از حد طبیعی آن بالاتر باشد، انرژی کم‌تری به فضا برمی‌گردد، در نتیجه جو زمین گرم‌تر شده و در پی آن دمای کره زمین بالا می‌رود. بر همین اساس امروزه بیش‌تر هیدرولوژیست‌ها در این زمینه هم‌رایی دارند که در صورت دو برابر شدن انتشار گازهای گلخانه‌ای به وسیله فعالیت‌های بشری می‌توان انتظار داشت که در صد سال آینده دمای زمین به طور میانگین ۲ تا ۵ درجه سانتی‌گراد افزایش یابد. از اثرات منفی این پدیده می‌توان به تغییر در منابع آبی و بالا آمدن سطح آب در مقیاس جهانی و هم‌چنین نداشتن ثبات و غیر قابل پیش‌بینی بودن سرعت تغییر اقلیم اشاره کرد. نزدیک به ۶۰ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های بشری و به علت انتشار گاز CO_2 در اثر سوزاندن سوخت‌های فسیلی است. البته، افزایش غلظت این گاز معلول فعالیت‌های دیگر بشر مانند قطع کردن درختان نیز می‌باشد (ترنر و گرین، ۱۳۷۴).

با توجه به اهمیت آلودگی‌های زیست محیطی، مطالعاتی گوناگون به بررسی ارتباط میان انتشار گازهای گلخانه‌ای و بویژه گاز CO_2 و رشد اقتصادی در قالب منحنی زیست‌محیطی کوزنتس پرداخته‌اند است. نتایج مطالعات یاد شده حاکی از تأثیر متفاوت رشد اقتصادی بر انتشار آلودگی است و فرضیه وجود منحنی کوزنتس در برخی از مطالعات رد و در برخی مطالعات پذیرفته شده است. از جمله نتایج مطالعات آنگ[4] (۲۰۰۷) برای کشور فرانسه، ایواتا[5] و همکاران (۲۰۱۰) در کشور فرانسه، فوستن[6] و همکاران (۲۰۱۲) در انگلیس، بیک و کیم[7] (۲۰۱۳) در کره جنوبی و شهباز[8] و همکاران (۲۰۱۴) در امارات متحده عربی حاکی از وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس

1 -Jones
2- Alam
3- Green House Gasses
4- Ang
5- Iwata
6 -Fosten
7- Baek and Kim
8- Shahbaz

www.SID.ir

Arshive of SID

است. درمقابل، نتایج مطالعات لانتر و فنگ[۱] (۲۰۰۶) در کانادا، سویتاس[۲] و همکاران (۲۰۰۷) در ایالات متحده آمریکا، آنگ (۲۰۰۸) برای کشور مالزی، چبی[۳] (۲۰۰۹) در کشور تونس، هی و ریچارد[۴] (۲۰۱۰) در کشور کانادا، پائو[۵] و همکاران (۲۰۱۱) در روسیه و کریم[۶] و همکاران (۲۰۱۲) در چین نشان دادند که رابطه انتشارگازهای گلخانه‌ای و رشد اقتصادی در قالب منحنی زیست محیطی کوزنتس در این کشورها قابل بیان نیست.

در پیوند ارتباط مقدار تخریب محیط زیست در قالب انتشار گازهای گلخانه‌ای با رشد اقتصادی و مصرف انرژی، دو عامل تجارت بین‌الملل و شهرنشینی نیز دارای اهمیت می‌باشند و در مطالعات اخیر تاثیر این دو عامل بیش‌تر مورد بررسی قرار گرفته است. از جمله، عالم و همکاران (۲۰۰۷)، به بررسی رابطه شهرنشینی، مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست در کشور پاکستان پرداختند. نتایج مطالعه نشان دادند که توسعه اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی شده و یک رابطه مثبت و مستقیم میان رشد شهرنشینی و انتشار گازهای گلخانه‌ای وجود دارد. هم‌چنین، نتایج مطالعه لین[۷] و همکاران (۲۰۰۹)، نشان داد که یک رابطه مثبت میان رشد شهرنشینی و صنعتی شدن کشور چین با انتشار گازهای گلخانه‌ای در این کشور وجود دارد. ایواتا و همکاران (۲۰۱۰) اثر رشد شهرنشینی و انرژی هسته‌ای را بر انتشار گاز دی‌اکسید کربن (CO_2) در چارچوب چهار مدل جداگانه برای کشور فرانسه مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دادند که یک رابطه مثبت میان رشد شهرنشینی و مقدار انتشار گاز CO_2وجود دارد. با این حال، ضریب این متغیر از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. هم‌چنین، لی[۸] و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که شهرنشینی در مقایسه با دیگر متغیرها، بیش‌ترین تأثیر را بر انتشار گاز CO_2 در کشور چین دارد. وانگ[۹] و همکاران (۲۰۱۳) اثر رشد شهرنشینی و جمعیت را بر مقدار انتشار گاز CO_2 در استان گوانگ‌دونگ چین مورد بررسی قراردادند. نتایج مطالعه نشان داد که رشد جمعیت بیش‌ترین تأثیر را بر مقدار انتشار گاز دی‌اکسید کربن دارد. با این حال، رشد شهرنشینی نیز رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با انتشار این گاز دارد. شهباز و همکاران (۲۰۱۴) رابطه رشد اقتصادی و

1- Lantz and Feng
2 -Soytas
3 -Chebbi
4 -He & Richard
5 -Pao
6- Kareem
7 -Lin
8 -Li
9.-Wang

www.SID.ir

Arshive of SID

شهرنشینی را بر مقدار انتشار گاز CO2 در کشور امارات متحده عربی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دادند که یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان رشد شهرنشینی و انتشار گاز CO_2 وجود دارد. ژانگ و همکاران (۲۰۱۵)، اثر شهرنشینی بر مقدار انتشار گاز دی‌اکسید کربن در شهر پکن کشور چین را با استفاده از رهیافت ARDL مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دادند که شهر نشینی در کوتاه و بلند مدت اثر مثبت و معنی داری بر انتشار گاز CO_2 دارد. هم‌چنین، شهباز و همکاران (۲۰۱۶)، اثر رشد شهرنشینی بر مقدار انتشار گاز CO_2 در کشور مالزی را با استفاده از رهیافت ARDL مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان دادند که رشد شهرنشینی در ابتدا باعث افزایش مقدار انتشار گاز CO_2 شده و در ادامه رابطه این دو متغیر منفی شده و مقدار انتشار این گاز کاهش می‌یابد. تأثیر آزادسازی تجاری بر تخریب محیطزیست در قالب انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز در مطالعات گوناگون مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج مطالعات کانگ و کیم[۱] (۲۰۰۴)، چنتریکارن و ملمیت[۲] (۲۰۰۶)، کاسمن و دومن[۳] (۲۰۱۵) و ترابی و همکاران(۱۳۹۴) حاکی از رابطه مثبت میان آزاد سازی تجاری و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن می‌باشد. در مقابل نتایج مطالعه ادکینز و گاربچیو[۴] (۲۰۰۷) و رفیق[۵] و همکاران (۲۰۱۶) بر وجود رابطه منفی میان انتشار آلودگی و آزادسازی تجاری تاکید دارد. بررسی منابع و پژوهش‌های گوناگون حاکی از تفاوت نتایج در مورد کشورهای گوناگون است.

بررسی جمعیت جامعه شهری در ایران حاکی از آن است که نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت کشور طی دوره مورد بررسی (۹۲-۱۳۵۰) از ۴۴ درصد به ۷۲ درصد رسیده است و درصد جمعیت شهرنشین در سال ۱۳۹۵ نزدیک به ۷۴ درصد می‌باشد. حال آن‌که میانگین درصد جمعیت شهرنشین در دنیا در همین سال، تنها ۵۴ درصد است. جمعیت شهرنشین در ایران نه تنها از میانگین جهانی بیش‌تر است بلکه از میانگین منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)[۶] نیز بیش‌تر است زیرا میانگین درصد جمعیت شهرنشین در منطقه منا در سال ۱۳۹۵ کم‌تر از ۶۵ درصد می‌باشد (UN, 2017). در مورد مقدار انتشار سرانه دی‌اکسید کربن نیز ایران در مقایسه با میانگین جهانی و منطقه منا از وضعیتی مناسب برخوردار نیست. مقدار انتشار سرانه گاز دی‌اکسید کربن در ایران در دوره مورد بررسی (۹۲-۱۳۵۰) از ۴/۲ تن به ازای هر نفر به به ۸/۴ رسیده است، اما میانگین انتشار سرانه در جهان و منطقه منا در سال ۱۳۹۲ به ترتیب ۴/۹ و ۶/۲ تن به ازای هر نفر

[1]- ang & Kim
[2]- Chintrakarn & Millimet.
[3]- Kasman & Duman
[4]- Adkins & Garbaccio
[5] -Rafiq
[6] -Middle East & North Africa (MENA)

www.SID.ir

Arshive of SID

است (نجات[1] و همکاران، ۲۰۱۵). بر این اساس، مقدار انتشار سرانه این گاز در ایران نزدیک به دو برابر میانگین جهانی آن است. لذا، با توجه به گسترش سریع جامعه شهری و رشد پویای شهرنشینی و در پی تأثیر آن بر تولید گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل آلودگی هوا در ایران از یک‌سو و نتایج متفاوت تاثیر متغیرهای گوناگون بر انتشار آلودگی‌های زیست محیطی در کشورهای گوناگون، نیاز مبرم به مطالعه ارتباط میان شهرنشینی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی، آزاد سازی تجاری و آلودگی هوا برای سیاست‌گذاری‌های بلندمدت احساس می‌شود.

مواد و روش‌ها

ارتباط میان رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست از راه برآورد منحنی زیست محیطی کوزنتس[2] (EKC) مورد بررسی قرار می‌گیرد. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس ارتباط رشد اقتصادی هر کشور را که به‌وسیله تولید ناخالص داخلی سرانه اندازه‌گیری می‌شود با شاخص‌های تخریب محیط زیست مانند انتشار گازهای گلخانه‌ای و بویژه انتشار گاز CO_2 بررسی می‌کند. اشکال این روش در این نکته است که اثرگذاری جمعیت بر تخریب محیط زیست را به صورت کشش واحد در نظر می‌گیرد. به بیان دیگر، کشش جمعیتی انتشار آلودگی را برای کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته یکسان درنظر می‌گیرد. چنان چه این کشش در این کشورها یکسان نباشد، فرض مربوطه در چارچوب منحنی زیست محیطی کوزنتس نقض می‌شود (پومانیونگ و کانیکو[3]، ۲۰۱۰). هم‌چنین، در این روش اثر برخی متغیرها از جمله رشد شهرنشینی نیز دیده نشده است.

بر این اساس، در این مطالعه بمنظور بررسی رابطه شهرنشینی، رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست از مدل ارایه شده به وسیله شهباز[4] و همکاران (۲۰۱۶) استفاده شد. فرم عمومی این مدل به صورت رابطه ۱ است:

$$CO_{2t} = \alpha U_t^{\beta_1} U_t^{2\beta_2} Y_t^{\beta_3} EC_t^{\beta_4} TO_t^{\beta_5} \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در رابطه بالا CO_{2t}: مقدار سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن (بر حسب تن در سال)، U: جمعیت شهرنشین و بر حسب درصد افرادی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند، Y: تولید ناخالص داخلی سرانه (برحسب دلار به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰)، EC: مصرف سرانه انرژی (بر حسب کیلوگرم معادل نفت خام)، TO: شاخص آزادسازی تجاری (بر حسب درصد) است که به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. عبارت ε جزء

[1] - Nejat
[2]. Environmental Kuznets Curve
[3]. Poumanyvong & Kaneko
[4]. Shahbaz

www.SID.ir

Arshive of SID

اخلال مدل را نشان می‌دهد. شهباز و همکاران (۲۰۱۶)، بر این باور هستند که استفاده از توابع لگاریتمی-خطی در داده‌های سری زمانی، نتایج بهتری را ارایه می‌کنند. لذا، در این مطالعه از مدل لگاریتمی - خطی به صورت رابطه ۲ استفاده شد:

$$LnCO_{2t} = a + \beta_1 LnU_t + \beta_2 LnU_t^2 + \beta_3 LnY_t + \beta_4 LnEC_t + \beta_5 LnTO_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در مدل بالا، Ln نشان دهنده لگاریتم درپایه عدد نپر است. با فرض آن‌که رابطه شهرنشینی و تخریب محیط زیست به صورت U وارون باشد، ضریب β_1 مثبت و ضریب β_2 منفی خواهد بود. در غیر این صورت، این رابطه U شکل بوده و دارای نقطه کمینه است. در مورد سرانه تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی)، چنانچه رشد اقتصادی کشور همراه با انتشار آلودگی باشد، انتظار می‌رود که ضریب β_3 مثبت باشد و در غیر این صورت ضریب رشد اقتصادی (β_3) منفی می‌شود. انتظار بر آن است که با افزایش مقدار مصرف انرژی، مقدار انتشار آلودگی افزایش یابد و لذا، انتظار بر آن است که ضریب β_4 مثبت باشد. در مقابل، منفی بودن ضریب β_4 نشان از مصرف بهینه و کارآ از سوخت دارد. اثر شاخص آزادسازی تجاری بر انتشار آلودگی به فناوری مورد استفاده در کشور بستگی دارد. در صورتی که در اقتصاد کشور از فناوری‌های پاک و دوستدار محیط زیست استفاده شود، ضریب متغیر یاد شده (β_5) منفی خواهد شد. در غیر این صورت ضریب مورد نظر مثبت بدست آمده و با بهبود شاخص آزادسازی تجاری، مقدار انتشار آلودگی نیز افزایش می‌یابد.

روش معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوارند که متغیرهای الگو ایستا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی ایستاست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد الگو نا ایستا باشند، با این‌که ممکن است هیچ رابطه مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب تعیین (R^2) بدست‌آمده آن بسیار بالا بوده و موجب برداشت نادرست پژوهشگر در مورد مقدار ارتباط بین متغیرها شود. افزون بر این، وجود متغیرهای ناایستا در الگو سبب بی‌اعتباری آزمون‌های t و F معمول می‌شوند (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸). بمنظور بررسی ایستایی متغیرها از روش آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته[2](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 رابطه بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی از جمله رهیافت ARDL استفاده کرد. یکی از مزایای رهیافت ARDL که موجب برتری آن نسبت به دیگر

1- Baltagi
2- Augmented Dickey Fuller

www.SID.ir

Arshive of SID

روش‌های هم‌جمعی شده است، عدم نیاز به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها در این روش می‌باشد. هم‌چنین در این روش می‌توان الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل را به گونه هم‌زمان برآورد (نوفرستی، ۱۳۷۸) و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع کرد. بنابراین، تخمین‌های روش ARDL، ناریب و کارا هستند زیرا آن‌ها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی می‌باشند (سیدیکی[1]، ۲۰۰۰). مدل ARDL تعمیم یافته[2] را می‌توان به صورت رابطه ۳ نشان داد (پسران و همکاران[3]، ۱۹۹۶ و پسران و شین[4] ۱۹۹۸):

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,qi)x_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۳)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه است که به صورت رابطه ۴ تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۴)$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL مقدار انتشار آلودگی به صورت رابطه ۵ می‌باشد:

$$\ln CO_{2t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i \ln U^2_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\varepsilon_i \ln U^2_{t-i} + \sum_{i=1}^{f}\gamma_i \ln EC_{t-i} + \sum_{i=1}^{w}\mu_i \ln TO_{t-i} + \varepsilon_0 \ln U^2_t + \gamma_0 \ln U_t \qquad (۵)$$
$$+\mu_0 \ln Y_t + \lambda_0 \ln EC_t + \theta_0 \ln TO_t + u_{1t}$$

که در آن m، n، k، f، w و r به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln CO_{2t}$، $\ln U_t$، $\ln U^2_t$، $\ln EC_t$ و $\ln TO_t$ می‌باشد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای مدل درست است:

$$CO_{2t} = CO_{2t-1} = ... = CO_{2t-m},\ U_t = U_{t-1} = ... = U_{t-n},\ U^2_t = U^2_{t-1} = ... = U^2_{t-k},$$

$$EC_t = EC_{t-1} = ... = EC_{t-f}, Y_t = Y_{t-1} = ... = Y_{t-w}, TO_t = TO_{t-1} = ... = TO_{t-r}$$

لذا، رابطه بلندمدت را می‌توان به صورت رابطه ۶ بیان کرد:

$$\ln CO_{2t} = \alpha_0 + B_1 \ln U_t + B_2 \ln U^2_t + B_3 \ln Y_t + B_4 \ln EC_t + B_5 \ln TO_t + u_{2t} \qquad (۶)$$

1 -Siddiki
2 -Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran,-1997- and Pesaran and Shin,-1998-)
3- Pesaran
4- Pesaran and Shin

www.SID.ir

Arshive of SID

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه ۷ نوشت:

$$\Delta \ln CO_{2t} = \Delta\widehat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m}\widehat{\beta}_i \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=1}^{n}\widehat{\varepsilon}_i \Delta \ln U_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\widehat{\gamma}_i \Delta \ln U^2_{t-i} + \sum_{i=1}^{f}\widehat{\mu}_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{w}\widehat{\lambda}_i \Delta \ln EC_{t-w} + \sum_{i=1}^{r}\widehat{\theta} \ln TO_{t-r} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t} \quad (۷)$$

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) به صورت رابطه ۸ است:

$$ECT_t = \ln CO_{2t} - \widehat{\alpha}_0 - \widehat{\varepsilon}_1 \ln U_t _ \widehat{\gamma}_1 \ln U^2{}_t - \widehat{\mu}_1 \ln Y_t - \widehat{\lambda} \ln EC_t - \widehat{\theta}_1 \ln TO_t \quad (۸)$$

در رابطه ۸، Δ عملگر نخستین تفاضل بوده و $\widehat{\beta}_i$ ، $\widehat{\varepsilon}_i$ ، $\widehat{\gamma}_i$ ، $\widehat{\mu}_i$ و $\widehat{\lambda}$ ضرایب برآورد شده از معادله ۵ می‌باشند. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند.

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله نخست وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل که به وسیله تئوری بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. بمنظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها از آزمون کرانه (باند تست[1]) که به وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است، استفاده شد. روش آزمون کرانه ARDL بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌جمعی بنا شده است. الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL برگرفته از رابطه ۳، به صورت معادله ۹ نوشته می‌شود:

$$\Delta \ln CO_{2t} = \alpha_0 + \alpha_t T + \sum_{i=1}^{P-1}\beta_i \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\lambda_i \Delta \ln U_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\varepsilon_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\gamma_i \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=1}^{P-1}\mu_i \Delta \ln TO_{t-i} + \delta_1 \ln CO_{2t-1}$$
$$+\delta_2 \ln U_{t-1} + \delta_3 \ln Y_{t-1} + \delta_4 \ln EC_{t-1} + \delta_5 \ln TO_{t-1} + u_{3t} \quad (۹)$$

که در آن Δ عملگر تفاضل مرتبه نخست، T روند و P نیز تعداد وقفه بهینه است. بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون کرانه، باید از آزمون ضرایب والد[2] برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در الگوی تصحیح خطای نامقید استفاده شود. در این حالت آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم وجود هم‌جمعی، از راه صفر قرار دادن تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود:

---

[1]- Bounds Test
[2]- Wald

www.SID.ir

Arshive of SID

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

بنابراین آماره F برای فرضیه صفر به این صورت است که آیا تمام ضرایب بلندمدت به صورت مشترک برابر صفر هستند یا نه. در واقع در این مرحله، بر اساس سطوح معنی‌داری مرسوم، آماره F محاسباتی، با مقادیر بحرانی ارایه شده به وسیله پسران و همکاران (۲۰۰۱)، مقایسه می‌شود. اگر آماره F محاسباتی، بیش‌تر از کرانه بالایی مقادیر بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی رد می‌شود، اما اگر آماره F تخمین زده شده کم‌تر از کرانه پایینی مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی، نمی‌تواند رد شود. در نهایت، اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها نمی‌باشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). داده‌های بکار رفته در این پژوهش به صورت سری زمانی و شامل دوره ۹۲-۱۳۵۰ (۲۰۱۲-۱۹۷۱) است که از منابع گوناگون از جمله پایگاه داده‌های بانک جهانی (WDI) و آمار جهانی انرژی (IES) گردآوری شدند. متغیرهای سرانه انتشار گاز دی‌اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی سرانه، درصد شهرنشینی و مقدار صادرات و واردات از پایگاه داده‌های بانک جهانی و مصرف انرژی از آمار جهانی انرژی دریافت شد.

نتایج و بحث

بمنظور بررسی اثر رشد شهرنشینی و توسعه اقتصادی بر انتشار آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران، بر اساس رابطه ۲، در ابتدا ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت که نتایج آن بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۱ نشان داده شده است. نتایج جدول ۱ حاکی از آن است که متغیرهای سرانه انتشار دی‌اکسید کربن، سرانه تولید ناخالص داخلی، شاخص آزادسازی تجاری و رشد جمعیت شهرنشین در سطح ایستا نبوده و با یکبار تفاضل گیری ایستا می‌شوند. در مقابل متغیر مصرف سرانه مصرف انرژی در سطح ایستا است. همچنین ایستایی تمامی متغیرها در وضعیت با عرض از مبدأ و روند بدست آمده است. بر اساس نتایج آزمون ایستایی، با توجه به وجود توأم متغیرهای ایستا در سطح و متغیرهایی که پس از یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شدند، از تحلیل هم‌جمعی ARDL استفاده شد.

در ادامه برای بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه استفاده شد که نتایج این آزمون برای تمام حالات در جدول ۲ ارایه شده است. با توجه به این‌که آماره F محاسباتی برای مدل غیر خطی در جه دو که مقدار انتشار دی‌اکسید کربن به عنوان متغیر وابسته می‌باشد، حدود ۴/۵۷ بدست آمده است و این مقدار بزرگ‌تر از کرانه بالا (۳/۷۰) در سطوح معنی‌داری ۹۵ درصد است، لذا فرضیه صفر رد و وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرها تأیید می‌شود.

www.SID.ir

Arshive of SID

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهند که فرم خطی مدل انتشار آلودگی در سطح پنج درصد بر حسب آزمون کرانه معنی‌دار است و دارای رابطه بلندمدت می‌باشد، اما با توجه به این‌که فرم انتشار آلودگی درجه دوم در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و فرم خطی را نیز در بر می‌گیرد، در این مطالعه از فرم درجه دوم استفاده شد. به بیان دیگر، زمانی که تنها ضریب توان دوم متغیر رشد شهرنشینی اختلافی معنی‌دار با صفر نداشته باشد، فرم درجه دوم به فرم خطی انتشار آلودگی، تبدیل می‌شود. هم‌چنین، با توجه به نتایج جدول ۲ برای هر دو حالتی که متغیرهای سرانه مصرف انرژی و شاخص آزادسازی تجاری به عنوان متغیر وابسته در مدل لحاظ شوند، رابطه بلندمدت به ترتیب در سطوح معنی‌داری یک و ده درصد وجود دارد و در دیگر موارد رابطه بلند مدت وجود ندارد.

در جدول ۳، الگوی پویای انتشار آلودگی در ایران بر اساس آماره شوارتز بیزن (SBC) به صورت ARDL (1,2,0,1,0,0) برآورد شده است. در این تصریح از متغیرهای رشد جمعیت شهرنشین در سطح و توان دوم آن و دیگر متغیرهای کنترلی ازجمله درآمد سرانه، مصرف انرژی، آزادسازی تجاری و هم‌چنین، متغیر مجازی جنگ (D_1) و متغیر برنامه‌های توسعه پنج ساله (D_2) استفاده شده است. گفتنی است که در مورد متغیر مجازی جنگ، برای سال‌های جنگ عدد یک و برای سایر سال‌ها عدد صفر در نظر گرفته شد. در مورد متغیر مجازی برنامه‌های توسعه نیز، برای سال‌های اجرای برنامه عدد یک و برای سال‌های دیگر عدد صفر در نظر گرفته شد. در ادامه یافته‌های ناشی از برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت بدست آمده از اثر توسعه اقتصادی و شهرنشینی بر آلودگی زیست محیطی در ایران به ترتیب در جدول‌های ۳ و ۴ ارایه شده است. مقادیر ضرایب بدست آمده را می‌توان به عنوان کشش سرانه انتشار آلودگی نسبت به هر یک از متغیرهای مربوطه تفسیر کرد.

نتایج جدول ۳ حاکی از آن است که تمام متغیرهای مورد بررسی، بجز متغیر آزاد سازی تجاری از لحاظ آماری معنی دار بوده و بر مقدار انتشار گاز CO_2 موثر هستند. هم‌چنین، تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف سرانه انرژی رابطه مثبت با مقدار انتشار آلودگی زیست محیطی در ایران دارند. در مقابل ضرایب متغیر مجازی جنگ و متغیر برنامه‌های توسعه دارای علامت منفی می‌باشند. نتایج برآورد الگوی تحصیح خطا در جدول ۴ آورده شده است. لازم به توضیح است که تمامی پارامترهای مدل تصحیح خطا در این جدول به شکل تفاضل مرتبه نخست می‌باشند. یافته‌های این دو جدول حاکی از وجود یک رابطه U وارون میان سرانه آلودگی ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن و رشد شهرنشینی می‌باشد و ضرایب متغیر شهرنشینی و توان دوم آن در کوتاه و بلند مدت دارای اهمیت آماری است.

www.SID.ir

Arshive of SID

نتایج جداول ۳ و ۴ نشان می‌دهند که سرانه تولید ناخالص داخلی تاثیری مثبت بر سرانه انتشار آلودگی دارد. اثر این این متغیر در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است. ضریب بدست آمده نشان داد که با افزایش ۱۰ درصدی سرانه تولید ناخالص داخلی، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت ۸/۵ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۷/۲ درصد افزایش یابد. بنابراین، روند رشد و توسعه اقتصادی کشور با مخاطرات زیست محیطی ناشی از انتشار آلودگی همراه است. اثرگذاری مثبت این شاخص بر انتشار آلودگی با مطالعه علم و همکاران (۲۰۰۷)، شهباز و همکاران (۲۰۱۴) و شهباز و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است.

استفاده از متغیر مصرف سرانه انرژی در این مطالعه به این دلیل است که شاخصی مناسب برای سطح بکارگیری از سوخت‌های فسیلی است. نتایج نشان می‌دهند که اثر این متغیر در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار است و ضریب آن نیز درخور توجه است. به گونه‌ای که انتظار می‌رود با افزایش سرانه مصرف انرژی به مقدار ۱۰ درصد، سرانه انتشار آلودگی در بلندمدت حدود ۴/۵ درصد و در کوتاه‌مدت حدود ۳/۸ درصد افزایش یابد. این نتیجه با مطالعه آنگ (۲۰۰۷)، شهباز و همکاران (۲۰۱۴) و شهباز و همکاران (۲۰۱۶) کاملاً سازگار است.

مطابق نتایج هر دو جدول ۳ و ۴، بهبود شاخص آزادسازی تجاری که بصورت نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی مورد استفاده قرارگرفته است، در کوتاه‌مدت تاثیری مثبت بر انتشار آلودگی دارد. ضریب این متغیر در بلندمدت دارای اهمیت آماری نمی‌باشد، اما ضریب یاد شده در کوتاه‌مدت معنی‌دار بوده و انتظار می‌رود با ۱۰ درصد افزایش شاخص آزادسازی تجاری، سرانه انتشار دی‌اکسید کربن حدود ۲/۴ درصد افزایش یابد. بنابراین، انتظار می‌رود با افزایش مشارکت بیشتر ایران در عرصه تجارت با توجه به مکانیزم فعلی داد و ستد، موجب افزایش سرانه انتشار دی‌اکسید کربن شود. این نتیجه با مطالعه ادکینز و گاربچیو (۲۰۰۷) و رفیق و همکاران (۲۰۱۶) هم‌خوانی دارد.

بر اساس نتایج جدول ۴، ضریب جمله تصحیح خطا نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. به گونه‌ای که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۸۵ درصد انحراف رابطه‌کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت، تعدیل شود. بر این اساس اثر یک شوک بر متغیر انتشار آلودگی در کوتاه‌مدت کمی بیش از یک دوره زمانی (یکسال) به طول خواهد انجامید و پس از آن رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه بلندمدت قرار خواهد گرفت.

www.SID.ir

Arshive of SID

در شکل ۱ رابطه بلندمدت میان آلودگی و رشد شهرنشینی در ایران ارایه شده است. البته، در این نمودار مقادیر به صورت لگاریتم طبیعی می‌باشند. همان گونه که مشاهده می‌شود، یک رابطه U وارون میان رشد شهرنشینی و انتشار آلودگی وجود دارد.

با توجه به نمودار ترسیمی تقعر این منحنی در نقطه ۳/۳۴ درصد است. از این رو، انتظار می‌رود در ابتدا با افزایش شهرنشینی، سرانه انتشار آلودگی افزایش یابد. این وضعیت تا قبل از مرز رشد ۳/۳۴ درصد، ادامه یافته و پس از آن انتظار می‌رود سرانه انتشار آلودگی کاهش یابد. با عبور از مرز رشد ۳/۳۴ درصد، اثرات ناشی از تراکم جمعیت و بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس (کاهش سرانه آلودگی) بر اثرات ناشی از تقاضا برای خدمات شهری و زیرساخت‌ها (افزایش سرانه آلودگی) چیره و باعث می‌شود که با افزایش رشد شهرنشینی سرانه دی‌اکسید کربن کاهش یابد (جونز، ۱۹۹۱).

هم‌چنین، در کوتاه‌مدت یک رابطه U شکل برعکس میان رشد شهرنشینی و انتشار آلودگی وجود دارد که تقعر این منحنی در مرز رشد شهرنشینی ۴/۲۲۰ درصد می‌باشد. از این رو انتظار می‌رود که در ابتدا با افزایش روند شهرنشینی در کوتاه‌مدت سرانه انتشار آلودگی افزایش یابد. این وضعیت تا پیش از مرز رشد ۴/۲۲۰ درصد، ادامه دارد و پس از آن انتظار می‌رود که سرانه انتشار آلودگی کاهش یابد. برای بررسی پایداری ضرایب مدل از آزمون مجموع تجمعی جملات پسماند (CUSUM)[1] استفاده شد. نتایج این آزمون در سطح ۵ درصد در شکل ۲ نشان داده شده است.

با توجه به این‌که مجموع تجمعی جملات پسماند در نمودار ۲ از دو خط بحرانی خارج نشده است، ثبات ساختاری در معادله وجود دارد. درنتیجه، مدل برآوردی پایدار بوده و نتایج در سطح ۵٪ حاکی از پایداری ضرایب برآورد شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثر رشد شهرنشینی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آزادسازی تجاری بر آلودگی محیط زیست در ایران مورد ارزیابی قرار گرفت. از شاخص سرانه انتشار دی‌اکسید کربن به‌عنوان معیاری برای آلودگی محیط زیست استفاده شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که در کوتاه و بلندمدت رابطه U وارون میان رشد شهرنشینی و سرانه انتشار آلودگی وجود دارد. به بیان دیگر در ابتدا با افزایش شهرنشینی در ایران، آلودگی زیست‌محیطی افزایش می‌یابد. بنابراین، در ابتدا با افـزایش جمعیت شهرنـشین، تقاضا برای حمل و نقل، خدمات شهری، دفع فاضلاب و زباله‌ها و نیز مصرف انرژی افـزایش یافته و در نهایت، افزایش سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود، اما با عبور از

[1]. Cumulative Sum of Recursive Residual

www.SID.ir

Arshive of SID

مرز رشد ۳/۳۴ درصد رشد جمعیت شهرنشین به دلیل اثرات ناشی از تراکم جمعیت و بهره‌گیری از صرفه‌های حاصل از مقیاس می‌توان شاهد کاهش سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن بود زیرا با گسترش شهرنشینی و تراکم جمعیت، زمینه بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس در استفاده از منابع ایجاد شده و باعث می‌شود تا انرژی و دیگر منابع مولد آلودگی به‌صورت کارا و بهینه مصرف شود و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن کاهش یابد. لذا، پس از گذشتن از مرز ۳/۳۴ درصد، اثرات ناشی از تراکم جمعیت و بهره‌گیری از صرفه‌های ناشی از مقیاس (کاهش سرانه آلودگی) بر اثرات ناشی از تقاضا برای خدمات شهری و زیرساخت‌ها (افزایش سرانه آلودگی) غلبه می‌یابد و باعث می‌شود که با افزایش رشد شهرنشینی سرانه دی‌اکسید کربن کاهش یابد.

نتایج مطالعه نشان دادند که رشد اقتصادی دارای بیش‌ترین اثرگذاری در انتشار آلودگی در ایران را دارد. این نتیجه هشداری جدی برای سیاستگذاران اقتصادی می‌باشد. از آن‌جا که بهبود رشد اقتصادی همواره به عنوان یکی از اهداف مهم اقتصادی بشمار می‌رود، می‌بایست تمهیداتی از جانب سیاست‌گذاران اتخاذ شود تا رشد اقتصادی کم‌ترین آسیب را به محیط زیست وارد کند. به بیان دیگر برنامه‌های رشد و توسعه اقتصادی کشور هماهنگ با مباحث زیست محیطی تدوین شود. هم‌چنین، مقدار ضریب رشد اقتصادی در بلندمدت بیش‌تر از حالت کوتاه مدت است. این مقایسه نشان می‌دهد که تاثیر رشد اقتصادی در انتشار دی اکسید کربن معمولاً مدتی طول می‌کشد تا به گونه کامل محقق شود. این نتیجه از آن جهت دارای اهمیت است که در مباحث زیست‌محیط می‌بایست چشم‌انداز بلندمدت را مدنظر قرار داد و نتایج تایید کننده این موضوع است.

نتایج مطالعه حاکی از تاثیر مثبت و معنی‌دار مصرف سرانه انرژی بر انتشار آلودگی در ایران است. با توجه به معنی‌داری ضریب مصرف انرژی، پیشنهاد می‌شود که با کاهش یارانه بر مصرف انرژی، وضع عوارض و مالیات‌های محیط زیستی بر مصارف انرژی و استفاده از فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست در راستای کاهش آلودگی گام برداشته شود.

بر اساس یافته‌های پژوهش، افزایش سطح تجارت در بلندمدت با افزایش انتشار آلودگی همراه است. لذا توصیه می‌شود به موازات افزایش سطح تجارت تدابیر ویژه‌ای در راستای کاهش انتشار آلودگی یا کنترل آن اتخاذ شود. به بیان دیگر، کشور می‌تواند بخشی از درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز را به حمایت از مباحث زیست‌محیطی و کاهش آلودگی اختصاص داده و در فرایند انتقال فناوری توجه خود را به فناوری‌های پاک و با آلایندگی کم‌تر مبذول کند.

در این مطالعه اثر دو متغیر مجازی دوران جنگ تحمیلی و برنامه‌های پنج ساله توسعه بر انتشار آلودگی در ایران مورد بررسی قرار گرفت. ضریب متغیر مجازی جنگ در کوتاه و بلند مدت، منفی و معنی‌دار بدست آمد. علت رابطه عکس متغیر مجازی جنگ با انتشار آلودگی، کاهش توان تولیدی و

www.SID.ir

Arshive of SID

عدم رونق صنایع در دوره ۸ ساله جنگ تحمیلی است. هم‌چنین ضریب متغیر مجازی برنامه‌های پنج ساله توسعه نیز منفی و معنی‌دار می‌باشد. علت منفی بودن ضریب متغیر مجازی برنامه‌های پنج ساله توسعه، حاکی از توجه بیش‌تر به مسایل زیست محیطی در این سال‌ها، در مقایسه با دیگر سال‌های عدم اجرای این برنامه است.

منابع

- ابراهیمی، م. و آل مراد، م. (۱۳۸۸). شهرنشینی و مصرف انرژی در کشورهای عضو گروه D8، *مجله مشهد پژوهی*، ۱(۳): ۱۸-۱.
- بانک مرکزی ایران. (۱۳۹۳). پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی. اطلاعات سری زمانی.
http://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx -
- ترابی، ت.، خواجویی پور، ا.، طریقی، س. و پاکروان، م. (۱۳۹۴). تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۲۹): ۸۴-۶۳.
- ترنر و گری (۱۳۷۴). اقتصاد محیط زیست، ترجمه سیاوش دهقانیان، عوض کوچکی، علی کلاهی اهری، *انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد*، چاپ اول ۱۳۷۴.
- فطرس، م. و معبودی، ر. (۱۳۸۹). رابطه علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست در ایران، ۱۳۸۵-۱۳۵۰. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۷): ۱۷-۱.
- فطرس،م. و قربان سرشت، م. (۱۳۹۱). اثر رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن: مقایسه سه نظریه. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۹(۳۵): ۱۶۸-۱۴۷.
- فلاحی، ف. و حکمتی‌فرد، ص. (۱۳۹۲). بررسی عوامل مؤثر بر مقدار انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در استان‌های کشور (رهیافت داده‌های تابلویی)، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۲(۶): ۱۵۰-۱۲۹.
- نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

Refrences

- 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.
- 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.
- Ang, J. B. (2007). CO_2 emissions, energy consumption, and output in France. Energy Policy, 35(10), 4772-4778.

www.SID.ir

Arshive of SID

- Ang, J. B. (2008). Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia. Journal of Policy Modeling, 30(2), 271-278.
- Baek, J., & Kim, H. S. (2013). Is economic growth good or bad for the environment? Empirical evidence from Korea. Energy Economics, 36, 744-749.
- Chebbi, H. B. (2009, August). Investigating linkages between economic growth, energy consumption and pollutant emissions in Tunisia. In International Association of Agricultural Economists> 2009 Conference.
- 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.
- Fosten, J., Morley, B., & Taylor, T. (2012). Dynamic misspecification in the environmental Kuznets curve: Evidence from CO_2 and SO_2 emissions in the United Kingdom. Ecological Economics, 76, 25-33.
- He, J., & Richard, P. (2010). Environmental Kuznets curve for CO_2 in Canada. Ecological Economics, 69(5), 1083-1093.
- Iwata, H., Okada, K., & Samreth, S. (2010). Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO_2 in France: the role of nuclear energy. Energy Policy, 38(8), 4057-4063.
- Jones, D. W. (1991). How urbanization affects energy-use in developing countries. Energy Policy, 19(7), 621-630.
- Kang, S. I., & Kim, J. J. (2004, June). A quantitative analysis of the environmental impact induced by free trade between Korea and Japan. In 7th annual Conference on Global economic analysis, trade, poverty, and the environment, Washington, DC United States.
- Kareem, S. D., Kari, F., Alam, G. M., Adewale, A., & Oke, O. K. (2012). Energy consumption, pollutant emissions and economic growth: China experience. Int. J. Appl. Econ. Financ, 6, 136-147.
- Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). CO_2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. Economic Modelling, 44, 97-103.
- Lantz, V., & Feng, Q. (2006). Assessing income, population, and technology impacts on CO_2 emissions in Canada: where's the EKC?. Ecological Economics, 57(2), 229-238.
- Li, H., Mu, H., Zhang, M. and Gui, S. 2012. Analysis of regional difference on impact factors of China's energy – related CO_2 emissions. Energy, 39:319–26.
- Lin, S., Zhao, D., & Marinova, D. (2009). Analysis of the environmental impact of China based on STIRPAT model. Environmental Impact Assessment Review, 29(6), 341-347.
- Nejat, P., Jomehzadeh, F., Taheri, M. M., Gohari, M., & Majid, M. Z. A. (2015). A global review of energy consumption, CO_2 emissions and policy in

www.SID.ir

Arshive of SID

the residential sector (with an overview of the top ten CO_2 emitting countries). Renewable and Sustainable Energy Reviews, 43, 843-862.
- Pao, H. T., Yu, H. C., & Yang, Y. H. (2011). Modeling the CO_2 emissions, energy use, and economic growth in Russia. Energy, 36(8), 5094-5100.
- Pesaran, H.M. and B. Pesaran. (1997). Working with Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econometric Society Monographs, 31, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
- Poumanyvong, P., & Kaneko, S. (2010). Does urbanization lead to less energy use and lower CO_2 emissions? A cross-country analysis. Ecological Economics, 70(2), 434-444.
- Rafiq, S., Salim, R., & Nielsen, I. (2016). Urbanization, openness, emissions, and energy intensity: A study of increasingly urbanized emerging economies. Energy Economics, 56, 20-28.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Muzaffar, A. T., Ahmed, K., & Jabran, M. A. (2016). How urbanization affects CO_2 emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 57, 83-93.
- 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.
- Siddiki, J. U. (2000). Demand for money in Bangladesh: a cointegration analysis. Applied Economics, 32(15), 1977-1984.
- Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. Ecological Economics, 62(3-4), 482-489.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2017). World Population Prospects: The 2017 Revision, Key Findings and Advance Tables. Working Paper No. ESA/P/WP/248.
- Wang, P., Wu, W., Zhu, B., & Wei, Y. (2013). Examining the impact factors of energy-related CO_2 emissions using the STIRPAT model in Guangdong Province, China. Applied Energy, 106, 65-71.
Zhang, Y. J., Yi, W. C., & Li, B. W. (2015). The impact of urbanization on carbon emission: empirical evidence in Beijing. Energy Procedia, 75, 2963-2968.

www.SID.ir

Arshive of SID

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

عنوان	آماره ADF	وضعیت ایستایی
سرانه انتشار دی‌اکسید کربن	-۵/۲۶۸***	I(1) با عرض از مبدأ و روند
	(۰/۰۰۰)	
رشد جمعیت شهرنشین	-۳/۲۳۲*	I(1) با عرض از مبدأ و روند
	(۰/۰۹۲)	
تولید ناخالص داخلی سرانه	-۴/۱۱۰**	I(1) با عرض از مبدأ و روند
	(۰/۰۱۳۱)	
مصرف سرانه انرژی	-۳/۲۵۵*	I(0) با عرض از مبدأ و روند
	(۰/۰۸۸۲)	
شاخص آزادسازی تجاری	-۴/۰۳۶**	I(1) با عرض از مبدأ و روند
	(۰/۰۱۵۳)	

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

جدول ۲- بررسی وجود رابطه بلندمدت (آزمون کرانه)

مدل	F محاسباتی
$LnCO_2=F(LnU, LnU^2, LnY, LnEC, LnTO/D1, D2)$	۴/۵۷۶**
$LnCO_2=F(LnU, LnY, LnEC, LnTO/D1, D2)$	۵/۹۱۳***
$LnU =F(LnCO_2, LnU^2, LnY, LnEC, LnTO/D1, D2)$	۲/۳۰۰
$LnU^2=F(LnCO_2, LnU, LnY, LnEC, LnTO/D1, D2)$	۲/۴۶۱
$LnY =F(LnCO_2, LnU, LnU^2, LnEC, LnTO/D1, D2)$	۲/۸۵۱
$LnEC =F(LnCO_2, LnU, LnU^2, LnY, LnTO/D1, D2)$	۱۴/۱۵۴***
$LnTO =F(LnCO_2, LnU, LnU^2, LnY, LnEC/D1, D2)$	۳/۳۷۷*

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

www.SID.ir

Arshive of SID

جدول ۳- برآورد بلندمدت اثر توسعه اقتصادی و شهرنشینی بر انتشار آلودگی در ایران.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آمارهt	احتمال
رشد جمعیت شهرنشین	۱/۱۱۲**	۰/۴۹۴	۲/۲۵۲	۰/۰۳۲
توان دوم رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۴۶۰**	۰/۱۸۴	-۲/۴۹۹	۰/۰۱۸
تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۸۵۰***	۰/۱۲۴	۶/۸۳۸	۰/۰۰۰
مصرف سرانه انرژی	۰/۴۵۱***	۰/۱۱۲	۴/۰۲۱	۰/۰۰۰
آزادسازی تجاری	۰/۰۰۳	۰/۰۶۳	-۰/۰۵۶	۰/۹۵۵
متغیر مجازی جنگ	-۰/۱۰۶**	۰/۰۵۲	-۲/۰۳۴	۰/۰۵۰
متغیر مجازی برنامه‌های توسعه پنج ساله	-۰/۱۴۹***	۰/۰۴۲	-۳/۵۳۷	۰/۰۰۱
عرض از مبدأ	-۸/۹۵۳***	۱/۴۲۸	-۶/۲۷۰	۰/۰۰۰

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

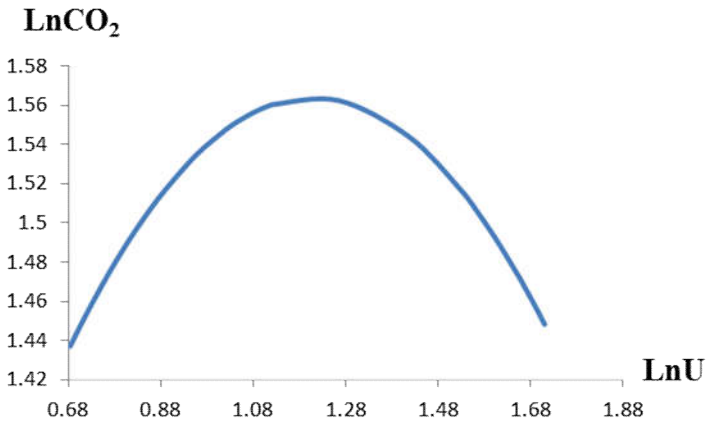
جدول ۴- الگوی تصحیح خطای اثر توسعه اقتصادی و شهرنشینی بر انتشار آلودگی در ایران.

متغیر	ضرایب	خطای معیار	آماره t	احتمال
رشد جمعیت شهرنشین	۰/۹۴۵**	۰/۴۱۷	۲/۲۶۲	۰/۰۳۱
توان دوم رشد جمعیت شهرنشین	-۰/۳۲۸*	۰/۱۹۲	-۱/۷۱۰	۰/۰۹۸
توان دوم رشد جمعیت شهرنشین با یک وقفه	-۰/۲۷۵**	۰/۱۱۲	-۲/۴۴۴	۰/۰۲۱
تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۷۲۲***	۰/۱۲۹	۵/۵۸۱	۰/۰۰۰
مصرف سرانه انرژی	۰/۳۸۳***	۰/۰۹۸	۳/۳۸۲	۰/۰۰۰
آزادسازی تجاری	۰/۲۴۳***	۰/۰۶۹	۳/۴۸۰	۰/۰۰۱
متغیر مجازی جنگ	-۰/۰۹۰**	۰/۰۴۳	-۲/۰۷۰	۰/۰۴۷
متغیر مجازی برنامه‌های توسعه پنج ساله	-۰/۱۲۶***	۰/۰۳۶	-۳/۴۳۱	۰/۰۰۱
جمله تصحیح خطا	-۰/۸۴۹***	۰/۰۹۴	-۹/۰۲۳	۰/۰۰۰

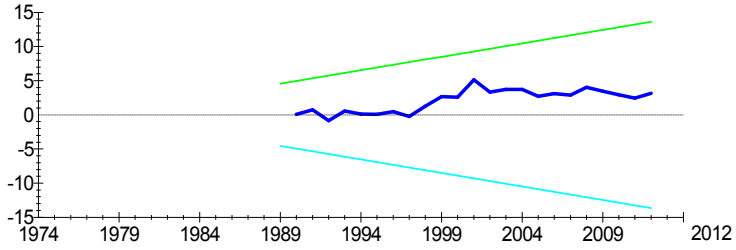
مأخذ: یافته‌های پژوهش (*، **و ***) به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد.)

www.SID.ir

Arshive of SID



شکل ۱- رابطه بلندمدت میان رشد شهرنشینی و سرانه انتشار دی‌اکسید کربن در ایران.



شکل ۲- آزمون پایداری ضرایب.

www.SID.ir