فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفتم / شماره‌ی 27/ زمستان 1389/ صفحات 17- 1

رابطه‌ی علّی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط‌زیست در ایران، 1385-1350

محمد حسن فطرس *

دانشیار دانشگاه بوعلی‌سینا همدان fotros@basu.ac.ir

رضا معبودی

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی r.maaboudi@basu.ac.ir

تاریخ دریافت: 89/3/16 تاریخ پذیرش: 89/7/27

چکیده

این پژوهش با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی یامادو - تودا، وجود و جهت علّیت بین مصرف انرژی، شهرنشینی،رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسید کربن را برای ایران در دوره‌ی 1385-1350 بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهدکه رابطه‌ای علّی از مصرف انرژی، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی به نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. هم‌چنین، رابطه‌ای علّی از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و اثر جمعیت شهرنشین به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. بر اساس روابط علّی فوق، با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط، ارتباط بین نشر دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و تولید ناخالص داخلی بررسی شد. نتایج برآورد نشان داد که فرضیه‌ی کوهانی شکل در مورد آلودگی زیست‌محیطی و تولید ناخالص داخلی در ایران صادق است. کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به جمعیت شهرنشین، مثبت و کوچک‌تر از واحد است. هم‌چنین، کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به مصرف انرژی، مثبت و بزرگ‌تر از واحد می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL : Q25, Q4, Q54

کلیدواژه: مصرف انرژی، رشد شهرنشینی، رویکرد یامادو- تودا، رشد اقتصادی، آلودگی زیست‌محیطی.

---

*- نویسنده‌ی مسئول

1- مقدمه

قرن بیست و یکم با یک گذار جمعیتی تاریخی آغاز شده بدین‌معنی که جمعیت شهرنشین، نیمی از جمعیت جهان را در برگرفته و مهاجرت و جابه‌جایی جمعیتی، روند شهرنشینی نابهنجار معاصر را تشدید کرده‌است. شهرها بیش ا ز 80 درصد گازهای آلاینده و مخرب جهان را تولید می‌کنند. بر اساس گزارشات سازمان ملل، پیش‌بینی می‌شود تا سال 2030 شهرها شصت درصد از جمعیت جهان را در خود جای دهند. بنابراین، نگرانی‌های زیست‌محیطی در مورد افزایش جمعیت شهری و افزایش آسیب‌های زیست‌محیطی وجود دارد. رشد سریع جمعیت شهرنشین سبب گسترش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش روند روز افزون مصرف منابع و انرژی می‌شود. جمعیت بیش‌تر به محصولات بیش‌تری نیازمند است. تولید بیش‌تر، به ایجاد مشاغل بیش‌تر می‌انجامد. افزایش اشتغال و تولید، به افزایش گازها و انواع آلاینده‌های زیست‌محیطی و محصولات جانبی آسیب‌رسان به کره‌ی زمین منجر می‌شود (فطرس، 1385).

فرآیند 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 درنهایت مجموعه‌ای از بحران‌های اقتصادی، اجتماعی، کالبدی و زیست‌محیطی را به‌وجود می‌آورد. تجربه‌ی کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد پدیده‌ی شهرنشینی، حاصل تأخیر در روند صنعتی شدن بوده است. گسترش شهرنشینی و افزایش آسیب‌های زیست محیطی که طی دهه‌های اخیر به‌صورت فزاینده در تقابل با یکدیگر قرار گرفتند، نگرانی جامعه‌ی جهانی را برانگیخته است. تخریب محیط زیست و مشکلات تجمع جمعیت در شهرها کیفیت زندگی در شهرها و توسعه‌ی پایدار را با مشکل مواجه کرده است. در مناطق توسعه‌یافته، شهرها خاستگاه قدرت سیاسی و صنعتی، آموزش و نوآوری‌های علمی و تخصصی، منبع اصلی تولید، مبادله‌ی اخبار و اطلاعات، تأمین‌کننده‌ی اصلی خدمات و تسهیلات اوقات فراغت هستند. در مناطق توسعه‌نیافته و در حال گذار، سیستم و شبکه‌ی شهرها آن‌چنان توسعه نیافته‌اند که نقشی یگانه‌کننده[1] ایفا کنند. به این علت، در برابر مزیت‌هایی که کلان شهرها به‌صورت

1- Integrative.

صرفه‌های ناشی از تجمیع عرضه می‌کنند، مشکلاتی به‌صورت ناتوانی در پاسخ‌گویی به نیازهای اساسی شهروندان نیز ایجاد می‌شود. از زمره‌ی این مشکلات، آلودگی‌ها و آسیب‌های زیست‌محیطی است که در طی دهه‌های اخیر روند فزاینده‌ای داشته است.

با وجود این حقیقت که شهرها بزرگ‌ترین مصرف‌کننده‌ی انرژی و منشرکننده‌ی گازهای گلخانه‌ای هستند (ایشی و همکاران[1]، 2010)، مطالعه‌ی چگونگی رابطه‌ی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی، شهرنشینی و آلودگی‌های زیست‌محیطی مسأله‌ی با اهمیتی است که انجام پژوهش‌هایی در جنبه‌های گوناگون آن را توجیه می‌کند.

ایران در دهه‌های گذشته از سویی متاثر از پدیده‌ی شهرنشینی شتابان بوده و از سوی دیگر، به دلیل برخورداری از منابع فراوان انرژی، رشد فزاینده‌ای در مصرف انرژی (به ویژه سوخت‌های فسیلی) تجربه کرده است. این دو عامل، به‌همراه پایین بودن سطح تکنولوژی دوست‌دار محیط زیست، کشور را با مسایل زیست محیطی روبرو کرده است. از این‌رو، بررسی وضعیت مصرف انرژی، آلودگی هوا و تطور شهرنشینی در طی رشد اقتصادی، حایز اهمیت است.

تولید ناخالص داخلی منعکس‌کننده‌ی بزرگ‌ترین تحولات اقتصادی کشور طی دوره ی مورد بررسی است. ملاحظه می‌شود که تا سال 1357، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت دارای روند افزایشی بوده است. از سال 1357 تا 1360، این متغیر کاهش شدیدی را تجربه کرده است که از 1361 با افزایش قیمت جهانی نفت تا 1364 روندی افزایشی به‌خود می‌گیرد. سپس، تا سال 1368 با رکود تولید و کاهش این متغیر روبرو هستیم. از سال 1370، تولید ناخالص داخلی کشور به شدت روندی افزایشی را نشان می‌دهد.

ملاحظه می‌شود که از سال 1356، با حوادث و تحولات انقلاب اسلامی که منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی شد، نشر دی‌اکسید کربن به شدت تا سال 1359 روندی کاهشی را تجربه کرده است. از سوی دیگر، از سال 1360، با عادی شدن نسبی فعالیت های اقتصادی، نشر دی‌اکسید کربن روند پیشین خود را کمابیش باز می‌یابد. همراه با برنامه‌ی اول توسعه‌ی کشور و رونق‌گیری فعالیت‌های اقتصادی، از دهه‌ی 70 شمسی نشر دی‌اکسید کربن روندی صعودی پیدا کرده‌است. جمعیت شهرنشین در طی دوره‌ی مورد بررسی، دارای روندی افزایشی است، با این تفاوت که تا سال 1375 با نرخ رشدی فزاینده روبرو هستیم و از آن زمان به بعد به‌نظر می‌رسد که افزایش جمعیت

1- Ishii et al.

شهرنشین کشور از نرخ رشد ثابتی برخوردار است. هرچند متغیر مصرف انرژی تأثیر مهمی بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد، اما به‌دلایل خاص ساختاری اقتصاد کشور، نوسانات آن چندان نوسانات تولید ناخالص داخلی را دنبال نکرده است. به‌بیان‌دیگر، متغیر مصرف انرژی در طی دوره‌ی مورد بررسی روندی صعودی داشته است.

نظریه‌های اقتصادی به روشنی چگونگی ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را بیان نمی‌کنند. با وجود این‌که مصرف انرژی شاخص منحصر به فرد تولید ثروت و رشد اقتصادی نیست، اما به عنوان یکی از شاخص‌های رشد اقتصادی به‌کار می‌رود. آمار و اطلاعات موجود در مورد مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران حاکی از آن است که بین مصرف انرژی و میزان تولید ملی ارتباط وجود دارد. افزایش در مصرف انرژی به عنوان یکی از بخش‌های انرژی کل، می‌تواند سطح تولید را افزایش دهد. این موضوع در قالب تابع تولید که ارتباط فنی میان سطح تولید با هر یک از نهاده‌ها را مشخص می‌کند، قابل بررسی است. از سوی دیگر، مصرف انرژی الکتریکی در مراحل مختلف رشد اقتصادی از الگوی خاصی پیروی می‌کند. بر اساس این الگو، در مراحل اولیه ی رشد اقتصادی، نرخ رشد مصرف انرژی الکتریکی بیش‌تر از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است، ولی به تدریج این روند معکوس می‌شود، به طوری که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی گاهی از رشد مصرف انرژی الکتریکی نیز پیشی گرفته است.

پژوهش حاضر در پی تبیین و بررسی ارتباط مصرف انرژی، رشد شهرنشینی، رشد اقتصادی و آسیب‌های زیست‌محیطی در ایران است. بر این اساس سازمان‌دهی پژوهش به قرار زیر است:

مطالعات تجربی در بخش دوم و روش‌شناسی پژوهش در بخش سوم، ارایه می‌شود. بخش چهارم، نتایج پژوهش را در بر می‌گیرد و نتیجه‌گیری در بخش پنجم، پایان‌بخش مقاله است.

2- مطالعات تجربی

از جمله مطالعات نزدیک به موضوع این پژوهش می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد:

کول و همکاران[1] (1997) ، برای بررسی ارتباط نشر دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی، از متغیرهای تکنولوژی، جمعیت و تجارت استفاده کردند و در بررسی هفت

1- Cole et al.

ناحیه از جهان برای دوره‌ی 1960 تا 1992، به فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس دست یافتند. فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس، در کار پانایوتو[1] (2000) با داده‌های درآمد، نشر CO_2، حجم تجارت، ذخیره‌ی سرمایه و جمعیت در طول 1870تا 1994 برای 17 کشور توسعه یافته تأیید شد. لانتز و فنگ[2] (2006) با استفاده از آمار پنل پنج ناحیه از کانادا در طول 1970-2000 و با درنظر گرفتن جمعیت و تکنولوژی به عنوان متغیرهای توضیحی در کنار درآمد، به این نتیجه رسیدند که تولید ناخالص داخلی سرانه با دی اکسید کربن رابطه‌ای ندارد، بلکه دی‌اکسید کربن یک رابطه‌ی کوهانی شکل با جمعیت و تکنولوژی دارد. دیتس و روزا[3] (1997) و یورک و همکاران[4](2003)، تأثیر جمعیت بر نشر دی‌اکسید کربن را مطالعه کردند. نتایج آن‌ها حاکی از کشش‌پذیری نزدیک به واحد نشر دی‌اکسید کربن نسبت به جمعیت بود. شی[5](2003)، رابطه‌ی مستقیمی بین تغییرات جمعیتی و انتشار دی‌اکسید کربن در بررسی 93 کشور برای دوره‌ی 1996-1975 یافت. کول و نومایر[6](2004) نیز در بررسی 86 کشور برای دوره‌ی 1998-1975 رابطه‌ی مثبتی بین انتشار دی‌اکسید کربن و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی شامل جمعیت، میزان شهرنشینی، شدت انرژی و بعد خانوار پیدا کردند. مارتینز- زارزوسو[7] (2008)، در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر شهرنشینی بر انتشار دی‌اکسید کربن: شواهدی از کشورهای در حال توسعه"، به تحلیل تأثیر شهرنشینی بر نشر دی‌اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه برای دوره‌ی 2005-1975، پرداخت. نتایج وی نشان داد که اگرچه تأثیر رشد جمعیت بر انتشار دی‌اکسید کربن: دارای کشش‌پذیری برای کشورها با سطوح مختلف درآمدی. تقریبا مساوی و بیش از واحد است، اما تأثیر شهرنشینی برای کشورها با گروه‌های درآمدی گوناگون، متفاوت است: برای کشورهای با درآمد کم و متوسط، درصد افزایش آلودگی بیش از درصد افزایش شهرنشینی است درحالی‌که این نسبت برای کشورهای با درآمد بالا 0/72 است. در ایران براساس جستجوها، دراین زمینه، تحقیق و مطالعه‌ای منتشر نشده است.

1-Panayotou
2- Lantz & Feng .
3- Dietz & Rosa.
4- York et al.
5- Shi.
6- Neumayer.
7- Martinez-Zarzoso.

3- روش‌شناسی پژوهش

هدف تحقیق حاضر بررسی ارتباط علّی بین نرخ شهرنشینی و نشر آلودگی‌های زیست محیطی است. تخمین این رابطه بدون درنظر گرفتن عوامل معینی که در قالب آزمون‌های علّیت در مباحث اقتصاد سنجی مطرح‌اند، صحیح نیست. نخست، باید دید که آیا اصولا ارتباطی بین متغیرهای فرضیه وجود دارد، یا خیر (رائو، 1385). بنابراین، موضوع وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بین متغیرها باید بررسی شود. در بیش‌تر مطالعات انجام شده برای تعیین علّیت، از آزمون علّیت گرنجر، به عنوان راه حل کلیدی استفاده شده است، اما برای آزمون علّیت، از روش‌های دیگری که تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی توسعه داده هستند، نیز، استفاده می‌شود. با این مقدمه، روش‌شناسی مطالعات انجام شده را می‌توان به چهار گروه اصلی دسته‌بندی کرد: گروه نخست، روش‌شناسی است که توسط گرنجر[1] (1969) و سیمز (1972)، برای کشورهای توسعه یافته‌ای هم‌چون ایالات متحده‌ی آمریکا در دوره‌ی زمانی 1988-1947 به کار برده شده است. گروه دوم، تکنیک هشیائو (1981) می‌باشد که آزمون علّیت گرنجر را با ترکیب کردن معیار آکائیک (1969) و معیار خطای پیش‌بینی نهایی گسترش داده است. این مطالعات کشورهایی هم‌چون ایالات متحده‌ی آمریکا، آمریکای لاتین و چند کشور آسیایی در دوره‌ی زمانی 2000-1947 را در برگرفته‌است. گروه سوم، مطالعات روش‌شناسی هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا (گرنجر، 1988) است که در برخی مطالعات، برای تعدادی از کشورهای توسعه یافته و کشورهای در حال توسعه به کار برده شده‌اند.

گروه چهارم، مربوط به آزمون علّیت تودا و یاماماتو (1995) است. با ارائه‌ی این آزمون، مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه‌ی واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم انباشتگی در نمونه‌های کوچک، برطرف می‌شود. اکنون، به بررسی آزمون تودا و یاماموتو، به عنوان روش انتخابی، می‌پردازیم: تودا و یاماموتو، برای بررسی رابطه‌ی علّیت، از الگوی خود بازگشت برداری تعدیل یافته استفاده کردند. در این روش باید وقفه‌ی بهینه‌ی الگو خود بازگشت برداری (k) و درجه‌ی مانایی ماکزیمم را مشخص کرد، سپس الگوی خود بازگشت برداری را با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد،

1- Granger.

به شرطی که $k \geq d_{max}$ باشد. با فرض این‌که مجموع k و d_{max} برابر 2 باشد، معادله‌ی خود بازگشت برداری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{2o} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

در این الگو اگر ضرایب $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ باشند، می‌توان این فرضیه را که X_2 علّت گرنجر X_1 نیست، آزمون کرد. آماره‌ی آزمون برای آزمودن فرض صفر، آماره‌ی والد با توزیع χ^2 و درجه‌ی آزادی، برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. روشی که به تازگی توسط یامادو- تودا[1] (تودا- یاماموتو، 1995) توسعه یافته است و فرایند TY نامیده می‌شود این مشکل را محدود کرده است (پاین[2]، 2008). روش انجام آزمون علیت TY شامل چهار مرحله است: در مرحله‌ی اول با استفاده از آزمون (های) ریشه‌ی واحد، مرتبه‌ی ایستایی هر متغیر تعیین می‌شود. در این مرحله، بزرگ‌ترین مرتبه، مشخص و با d_{max} نشان داده می‌شود. در مرحله‌ی دوم، تعداد وقفه‌های بهینه‌ی الگوی VAR را (K) تعیین شود. در مرحله‌ی سوم، الگوی خود رگرسیونی برداری با وقفه‌ی انباشته[3]، در سطح و با مرتبه‌ی اصلاح شده $p = k + d_{max}$ به‌صورت زیر برآورد شود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{p} \mu_i Y_{t-i} \quad (2)$$

که در آن Y_t، بردار متغیرهای الگو است. در مرحله‌ی آخر، آزمون والد[4] روی ضرایب وقفه‌ی بهینه اجرا می‌شود. از طریق این فرایند، نوع و جهت علّیت بین روابط تعیین می‌شود.

4- نتایج پژوهش

برای این تحقیق، از داده‌های مربوط به مصرف انرژی (EC)، تولید ناخالص داخلی (GDP)، جمعیت شهرنشین (UPOP) و نشر دی‌اکسید کربن(CO2) در طی دوره‌ی

1- Yamado- Toda.
2- Payne.
3- Lag- Augmented VAR.
4- Wald.

1350-1385، بهره برده شده است. داده‌های این پژوهش، سالانه و دوره‌ی زمانی 1350-1385 را دربرمی‌گیرد. برای آلودگی هوا از داده‌های نشر دی اکسید کربن (CO_2) بر حسب میلیون تن[1] که توسط اداره‌ی اطلاعات انرژی (EIA)[2] ایالات متحده منتشر می‌شود، استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی[3] به قیمت ثابت سال 1376 می باشد، که به همراه داده های جمعیت شهرنشین از بانک مرکزی جمهوری اسلامی اخذ شده‌است.

از داده‌های مصرف انرژی بر حسب معادل نفت‌خام (BTU)[4] که EIA منتشر می‌کند، برای متغیر مصرف انرژی (EC) استفاده شده است. بررسی داده‌ها نشان می دهد که مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین در طی دوره‌ی مورد مطالعه از رفتار مشابهی برخوردار بوده‌اند. به بیان دیگر، هر دو متغیر تقریبا به‌صورت مشابهی صعودی‌اند.

همان‌طور که بیان شد، الگو زمانی برآورد شدنی است که از پیش علّیت روابط بین دو متغیر تأیید شده باشد. در اولین مرحله از روش یامادو- تودا، مانایی متغیرها بررسی می‌شود. برای این منظور از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته[5] (ADF)، هم در حالت وجود عرض از مبدا (C) و هم در حالت وجود عرض از مبدا و روند (C+T)، استفاده می‌شود. داده‌های سری زمانی در تجزیه و تحلیل روابط، به‌ویژه روابط علی، از اهمیت به‌سزایی برخوردارند. از خصوصیات مهم داده‌های سری زمانی، مانایی است. با فقدان مانایی در این نوع داده‌ها، اغلب ضریب تعیین(R^2) بالایی حاصل می‌شود، که ناشی از معنی‌داری رابطه‌ی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته نیست، بلکه به‌علت واکنش متغیرها به روند زمانی صعودی و نزولی می‌باشد. جدول (1)، نتایج این آزمون را خلاصه می‌کند. طول وقفه‌ی بهینه در آزمون ریشه‌ی واحد دیکی - فولر بر اساس معیار اطلاعاتی آکاییک[6] (AIC) انتخاب شده است.

رد فرضیه‌ی صفر در آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس - پرون، دلالت بر مانا بودن متغیر مورد نظر در سطح معنی‌داری انتخابی دارد-که معمولا بسته به هدف پژوهش می‌تواند 5% یا 1% باشد. اما درآزمون کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین، عدم رد فرضیه‌ی صفر دلالت بر مانایی متغیر دارد.

1- Metric Tons of Carbon Dioxide.
2- Energy Information Administration.
3- Gross Domestic Production(per capita) .
4- British Thermal Unit(BTU).
5- Djusted Dickey- Fuller test .
6- Akaike Information Criterion.

جدول 1- نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته، پرون- فیلیپس و کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین

سطوح	متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)	آزمون فیلیپس – پرون (PP)	آزمون کیاکوفسکس، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS)
عرض از مبدا (سطح)	CO2	1/843991	4/600513	1/152544
عرض از مبدا (سطح)	UPOP	-0/492300	-1/341768	1/259525
عرض از مبدا (سطح)	GDP	0/431890	0/436023	1/018586
عرض از مبدا (سطح)	EC	-1/399647	7/680225	1/750150
روند و عرض از مبدا (سطح)	CO2	-0/382904	1/544657	0/294615
روند و عرض از مبدا (سطح)	UPOP	-3/292990	-2/443252	0/120315
روند و عرض از مبدا (سطح)	GDP	-1/209939	-0/744302	0/245618
روند و عرض از مبدا (سطح)	EC	-1/399647	3/453838	0/407309
عرض از مبدا (تفاضل1)	CO2	-2/542989	*-4/877925	0/443742
عرض از مبدا (تفاضل1)	UPOP	-2/581852	-2/192923	*۰/222476
عرض از مبدا (تفاضل1)	GDP	*-3/719756	*-3/025687	*0/213661
عرض از مبدا (تفاضل1)	EC	-2/563587	*-4/935762	0/844265
روند و عرض از مبدا تفاضل1)	CO2	*-4/446808	*-6/381927	*0/068573
روند و عرض ازمبدا تفاضل1)	UPOP	-2/581852	-2/192923	0/222476
روند و عرض ازمبدا تفاضل1)	GDP	*-4/256136	-3/469268	*0/091125
روند و عرض از مبدا (تفاضل1)	EC	*-6/351418	*-6/413953	0/139817
عرض ازمبدا (تفاضل2)	CO2	*-5/020340	----------	*0/043172
عرض ازمبدا (تفاضل2)	UPOP	*-3/170971	*-5/609101	----------
عرض ازمبدا (تفاضل2)	GDP	----------	----------	----------
عرض ازمبدا (تفاضل2)	EC	*-5/826838	----------	*0/475625
عرض ازمبدا و روند (تفاضل2)	CO2	----------	----------	----------
عرض ازمبدا و روند (تفاضل2)	UPOP	*-5/521059	*-5/520696	*0/069534
عرض ازمبدا و روند (تفاضل2)	GDP	----------	*-12/51963	----------
عرض ازمبدا و روند (تفاضل2)	EC	----------	----------	* 0/500000

*سطح معنی‌داری حداکثر در 5%

ماخذ: محاسبات تحقیق

تعیین درجه‌ی انباشتگی

با توجه به جدول فوق، مشاهده می‌شود که برخی از متغیرها دارای درجه‌ی انباشتگی (1) و برخی دیگر دارای درجه‌ی انباشتگی (2) می‌باشند، بنابراین برای تعیین درجه‌ی انباشتگی الگو از روش زیووت و آندریوز [1](1992)، استفاده می‌شود. آنها جهت رفع این مشکل برای هر متغیر، روشی را بر پایه‌ی تابع روند و نقطه‌ی شکست ساختاری متغیر معرفی کردند که با استفاده از آن می‌توان درجه‌ی انباشتگی را آزمون کرد. برای این منظور، برای آزمون ریشه‌ی واحد سه معادله به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (4)$$

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

$$\Delta Y_t = C + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DU_t + \theta DT_t + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

معادله‌ی (4) که به الگوی A معروف می‌باشد، تغییرات زمان و مانایی را در سطح بررسی می‌کند. الگوی (5) که به الگوی B شناخته می‌شود، تغییرات زمان و مانایی را در شیب تابع روند آزمون می‌کند. معادله‌ی (6) نیز که از آن به‌عنوان معادله‌ی C یاد می‌شود، تغییرات زمان و مانایی را هم در سطح و هم در شیب تابع روند بررسی می‌کند. بر اساس معادلات فوق، می‌توان مشخص کرد که هر متغیر در کدام‌یک از حالات فوق مانا خواهد شد. جدول زیر نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد به‌روش زیووت و آندریوس را برای متغیرهای مورد نظرخلاصه می‌کند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرها در سطح، مانا نبوده و قدر مطلق آماره‌ی آن‌ها در سطح 5% از مقدار بحرانی کوچک‌تر است. از این‌رو، با یک‌بار تفاضل‌گیری بیش‌تر متغیرها مانا شدند. تنها متغیر جمعیت شهرنشین برای مانایی نیاز به تفاضل‌گیری مرتبه‌ی دوم دارد، بنابراین، جمعیت شهرنشین دارای انباشتگی از درجه‌ی دو و سایر متغیرها دارای انباشتگی از درجه‌ی یک می‌باشند. با توجه به‌روش زیووت و آندریوس، درجه‌ی انباشتگی الگو، بالاترین درجه‌ی انباشتگی، یعنی دو، در نظر گرفته می‌شود.

1- Zivot and Andrews.

جدول 2- آزمون درجه‌ی انباشتگی بر اساس روش زیووت و آندریوس

	t_λ سطح	**Break**	t_λ تفاضل اول	**Break**	t_λ تفاضل دوم	**Break**
CO2	-0/883399 (C)	1982	-7/198557 (B)	1980	-	-
GDP	0/186847 (C)	1982	-6/017593 (C)	1977	-	-
POP	-3/449726 (C)	1981	-5/521059 (A)	1983	-	-
EC	-2/160918 (C)	1973	-2/061953 (A)	1975	-5/590894 (A)	1977

ماخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که مشاهده شد، با توجه به آزمون زیـووت و آنـدریوس در مرحلـه‌ی اول، درجه‌ی انباشتگی الگو تعیین شـد. در مرحلـه‌ی دوم، لازم اسـت کـه تعـداد وقفـه‌هـای بهینه‌ی الگو نیز تعیین شوند. با استخراج درجه‌ی انباشتگی و وقفه‌های بهینـه مـی‌تـوان ماکزیمم مقدار وقفه‌ی بهینه را در روش تودا و یاماموتو تعیین کرد. لازم به توضیح اسـت که آزمون هم‌انباشتگی به‌روش انگل و گرنجر انجام می‌شود. این رویکرد، بـرای بررسـی، هم‌انباشتگی آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته را بر روی پسماندهای برآوردی الگو محاسبه می‌کند. جدول (3)، نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر را نشان می‌دهد.

جدول 3- نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی به روش انگل و گرنجر

سطح احتمال	**آماره‌ی t**	
0/0003	-3/875564	آماره‌ی آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته
سطح 1%	-2/634731	سطح بحرانی آزمون
سطح 2%	-1/951000	
سطح 3%	-1/610907	

ماخذ: محاسبات تحقیق

مرحله‌ی دوم، تعداد وقفه‌های بهینه‌ی (P) الگوی VAR تعیین می‌شود. بـرای ایـن منظور، از الگوی (7) استفاده می‌شود:

$$\nu_t = \alpha + \beta_1 \nu_{t-1} + \beta_2 \nu_{t-2} + \ldots + \beta_p \nu_{t-p} + \ldots \beta_{p+d} \nu_{t-p-d} + \varepsilon_t \quad (7)$$

در الگوی فوق، v_t بردار متغیرهای الگو، α بردار ثابت الگو، β_t ماتریس ضرایب و ε_t معرف جمله‌ی نوفه‌ی سفید می‌باشد. v_t را می‌توان به‌صورت زیر، یعنی برداری از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش نشان داد:

$$V_t = (CO_2, GDP, .UPOP, EC)' \qquad (8)$$

جدول (4)، نتایج آزمون‌های تبیین را در مورد متغیرهای الگو نشان می‌دهد. ضریب تعیین تعدیل‌شده با توجه به درجه‌ی آزادی، قدرت تبیین الگو را در کلیت آن بیان می‌کند.

جدول4- نتایج آزمون‌های تبیین معادلات در الگوی خود رگرسیون برداری(VAR)

آزمون معادلات	ضریب تعیین تعدیل شده	جاگ-برا	خود همبستگی	ضریب لاگرانژ ناهمسانی واریانس	ناهمسانی واریانس	شکست ساختاری
GDP	0/959	4/176079	2/294735	3/824962	0/828842	1/004117
EC	0/991	3/87561	0/245895	1/112544	1/54698	3/664586
UPOP	0/999	12/61498	0/868093	0/723990	1/94568	1/777880
CO2	0/97	5/127017	0/58263	0/449051	0/636235	0/022228

ماخذ: محاسبات تحقیق

آماره‌ی جاگ – برا، برای آزمون نرمال بودن توزیع هر متغیر به‌کار می‌رود. برای آزمون خودهمبستگی پیاپی از آزمون بریوش و گودفری استفاده می‌شود که بر پایه‌ی توزیع F استوار است. ضریب لاگرانژ، ناهمسانی واریانس، دلالت بر کارایی الگوی انتخابی دارد، بدین معنی که هرچه مقدار واریانس کم‌تر باشد، رگرسیون از خطای کم‌تر و درنتیجه دقت بیش‌تری برخوردار است. این آزمون، توزیع F دارد. آزمون وایت، برای تعیین ناهمسانی واریانس‌ها به‌کار می‌رود. این آزمون نیز دارای توزیع F است. برای تعیین شکست ساختاری از آزمون رمزی استفاده شده است. از معیار شوارتز برای تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی آزمون‌های فوق استفاده شده است. تعیین وقفه‌ی بهینه در الگوی (7) براساس معیارهای آزمون نسبت لاگرانژ (LR)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)، آکاییک (AIC)، شوارتز - بیزین (SBC) و حنان- کویین (HQ) انجام شد. نتایج حاصل از تعیین وقفه‌ی بهینه در جدول 5 آورده شده است:

جدول 5- تعیین وقفه‌ی بهینه برای الگوی (7)

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SBC	HQ
0	-2532	NA	6/9E+61	153/7	153/9	153/8
1	-2332	340/3	9/7E+56	142/5	*143/4	142/8
2	-2304	*39/9	*5/1E+56	*141/8	143/4	*142/4

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به معیارهای معرفی شده، تعداد وقفه‌ی بهینه در الگوی (7) برابر 2 تعیین شده است. لازم به‌توضیح است سطح معنی‌داری آماره‌های فوق 5% می‌باشد. براین اساس، ماکزیمم مقدار وقفه‌ی بهینه برای الگوی (7)، با توجه به درجه‌ی انباشتگی الگو و سطح بهینه‌ی الگو برابر 4 تعیین می‌شود. در مرحله‌ی سوم، الگوی (7) با درجه‌ی 4 تخمین زده می‌شود. پس از تخمین الگو، آزمون والد روی ضرایب الگوی VAR تصریح شده با وقفه‌ی $(P+d=4)$ انجام می‌شود. فرض صفر این آزمون، صفر بودن ضرایب با وقفه‌ی بهینه است. نتایج آزمون والد برای الگوی (7) در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول 6- نتایج حاصل از رابطه‌ی علّیت متغیرها بر اساس آزمون والد

متغیر وابسته	CO_2	upop	EC	GDP
CO2	-----	1/6070	1/3272	1/4322
UPOP	9/1715	-----	1/9733	9/1662
EC	10/3742	7/01399	-----	11/2378
GDP	12/5167	1/4425	1/3991	-----

ماخذ: محاسبات تحقیق

از آن‌جا که آزمون والد دارای توزیع خی- دو می‌باشد، لذا برای سنجش معنی‌داری علّیت متغیرها از آماره‌ی خی-دو استفاده می‌شود. مقدار بحرانی آزمون با توجه به آماره‌ی خی- دو در سطح 5% برابر با 7/81 است. برای سادگی در بیان و تفسیر روابط علّی بین متغیرها، نتایج حاصل از جدول 6 در جدول 7 خلاصه شده است.

جدول 7- خلاصه‌ی روابط علّی متغیرهای پژوهش

CO2 ⟶ UPOP	
EC ⟶ CO2	GDP ⟶ CO2
EC ⟶ GDP	UPOP ⟶ GDP

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به رویکرد علیتی تودا و یاماموتو، مشاهده می‌شود:

الف) مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و تولید ناخالص داخلی علت نشر دی‌اکسید کربن می‌باشند.

ب) رابطه‌ای علّی از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و هم‌چنین از جمعیت شهرنشین به تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

براین اساس، از مجموع این روابط، رابطه‌ی (9) که با اهداف پژوهش نزدیکی بیش‌تری دارد، برای بررسی ارتباط شهرنشینی و نشر دی‌اکسید کربن با توجه به اثر مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی انتخاب می‌شود.

$$CO2_t = f(UPOP, EC, GDP) \qquad (9)$$

در رابطه‌ی (9)، نشر دی‌اکسیدکربن به‌صورت تابعی از متغیرهای جمعیت شهرنشین، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی درنظر گرفته شده است. از سوی دیگر، تولید ناخالص داخلی تابعی از مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین است. بنابراین، برای برآورد رابطه‌ی (9) باید مطابق رابطه‌ی (10) اثر مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین را بر روی تولید ناخالص داخلی در نظر گرفت:

$$GDP = f(UPOP, EC) \qquad (10)$$

با توجه به خواص توابع لگاریتمی در تفسیر ضرایب به صورت کشش، برای برآورد رابطه‌ی (9) از معادله‌ی زیر بهره برده شده است:

$$LCO2_t = \alpha_1 + \alpha_2 LUPOP_t + \alpha_3 LEC_t + \alpha_4 LGDP_t + \alpha_5 (LGDP_t)^2 + \varepsilon_t \qquad (11)$$

در این معادله لگاریتم تولید ناخالص داخلی به‌صورت معادله‌ی (12) تعریف می‌شود:

$$LGDP_t = \alpha_6 + \alpha_7 LUPOP_t + \alpha_8 LEC_t + \varepsilon_t \qquad (12)$$

برای برآورد معادله‌های (11) و (12) از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط استفاده می‌شود. جدول‌های (8) و (9)، نتایج حاصل از برآورد معادله‌های (11) و (12) را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهند.

جدول 8- نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی (11) به‌روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط

متغیرها	ضرایب	آماره‌ی t	سطح احتمال
عرض از مبدا	-76/75	-2/58	0/0336
لگاریتم جمعیت شهرنشینی	0/403	6/07	0/0045
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	5/94	2/56	0/0426
لگاریتم مصرف انرژی	1/36	4/005	0/0275
توان دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-0/095	-2/45	0/0365
R-square =0/955	Adj. R-square =0/951		D.W =1/99

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول 9- نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی (12) به‌روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط

متغیرها	ضرایب	آماره‌ی t	سطح احتمال
عرض از مبدا	3/56	2/41	0/0422
لگاریتم جمعیت شهرنشینی	0/735	3/13	0/0358
لگاریتم مصرف انرژی	1/29	2/22	0/0436
R-square =0/976	Adj. R-square =0/972		D.W =2/11

ماخذ: محاسبات تحقیق

حاصل برآورد نشان می‌دهد که همه ی ضرایب معنی‌دارند. بالا بودن مقدار آماره‌ی F و ضریب تعیین، نشان از نکویی برازش دارد. هم‌چنین، مقدار بسیار اندک تفاوت بین ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده، حاکی از قدرت بالای توضیح‌دهندگی الگو است. آماره‌ی دوربین واتسون بیان می‌کند که در برآورد معادله، مشکل خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

5- نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر ارتباط مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین، تولید ناخالص داخلی و آسیب‌های زیست‌محیطی در ایران را بررسی کرد. برای این منظور، رویکرد اقتصادسنجی یامادو-تودا، جهت تعیین وجود و جهت علّیت بین متغیرهای پژوهش به‌کارگرفته شد. برای برآورد روابط بین متغیرها از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط استفاده شد.

ملاحظه ی نتایج برآورد رگرسیونی نشان می‌دهد که:

الف) کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به جمعیت شهرنشین، مثبت و کوچک تر از واحد است. یعنی، در طی این دوره افزایش جمعیت شهرنشین موجب افزایش انتشار دی‌اکسید کربن شده است.

ب) کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به مصرف انرژی، مثبت و بزرگ‌تر از واحد است، یعنی با افزایش مصرف انرژی، آلودگی هوا افزایش یافته است.

ج) کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به تولید ناخالص داخلی مثبت و بزرگ‌تر از واحد است. یعنی، رشد تولید ناخالص داخلی به افزایش آلودگی هوا منجر شده است. اما، کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به توان دوم تولید ناخالص داخلی، منفی و کوچک‌تر از واحد به‌دست آمد. که نشان می‌دهد تداوم رشد تولید ناخالص داخلی به بهبود کیفیت زیست‌محیطی منتهی شده است. به بیان دیگر، نتایج برآورد نشان داد که فرضیه‌ی کوهانی شکل در مورد آلودگی زیست‌محیطی و تولید ناخالص داخلی، در ایران صادق است.

فهرست منابع

رائو، کریشنا، یاوری، احمدرضا (1385)، توسعه‌ی پایدار: اقتصاد و سازکارها، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

فطرس، محمد حسن (1385)؛ مباحثی از اقتصاد محیط زیست (مجموعه‌ی مقالات)، همدان، انتشارات دانشگاه بوعلی سینا.

Cole, M.A., Neumayer E (2004). Examining the Impact of Demographic Factors on Air Pollution. In Population and Development Review, 2(1):5-21.

Cole, M. A., Rayner, A. J., Bates, J. M., (1997). The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis. Environment and Development Economics, 2 (4), 401-416.

Dietz T, Rosa EA (1997). Effects of Population and Affluence on CO2 Emissions. In Proceedings of the Natl Acad of Sciences USA, vol. 94(1) pp175-179.

Granger, C. W. J., (1988). Some Recent Developments in a Concept of Causality. In Journal of Econometrics, 39, 199 – 211.

Grossman, G. M. and Krueger, A. B., 1991. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. In National Bureau of Economic Research Working Paper 3914, NBER, Cambridge MA.

Ishi, S., S. Tabushi, T. Aramaki, and K. Hanaki(2010). Impact of Future Urban form on the Potential to Reduce Greenhous Gas Emissions from Residential, Commercial and Public Buildings in Utsunomiya, Japan. In Energy Policy 38, 4888 –4896.

Lantz, V., Feng, Q., (2006). Assessing Income, Population, and Technology Impacts on CO2 Emissions in Canada: Where's the EKC? In Ecological Economics, 57,229-238.

Martínez-Zarzoso I, (2008). The Impact of Urbanization on CO2 Emissions: Evidence from Developing Countries, In Fondazione Eni Enrico Mattei Note di Lavoro Series 50.2008.

Panayotou, T., (2000). Economic Growth and the Environment. Center for International Development at Harvard University Working Paper, 56.

Payne, J.E., (2008). On the Dynamics of Energy Consumption and Output in the US. In Applied Energy, doi: 10.1016. j. apenergy.2008.07.03.

Shi A (2003). The Impact of Population Pressure on Global Carbon Dioxide Emissions, 1975-1996: Evidence from Pooled Cross-Country Data. In Ecological Economics, 44:29-42.

Yamada,H. Toda H. Y., (1998). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process. In Journal Econometrics, 8655-95.

Zivot, E. and D. Andrews, (1992). Further evidence of great crash, the oil price shocke and unit root hypothesis, Journal of business and Economic Statistics, 10, 251-270.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی