

رابطه‌ی علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط‌زیست در ایران، ۱۳۸۵-۱۳۵۰

محمد حسن فطرس*

دانشیار دانشگاه بوعلی‌سینا همدان fotros@basu.ac.ir

رضا معبودی

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

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۱۶ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

چکیده

این پژوهش با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی یامادو - تودا، وجود و جهت علیت بین مصرف انرژی، شهرنشینی، رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسید کربن را برای ایران در دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۸۵ بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی از مصرف انرژی، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی به نشر دی‌اکسید کربن وجود دارد. همچنین، رابطه‌ی علی از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و اثر جمعیت شهرنشین به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. بر اساس روابط علی فوق، با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتب، 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.

۱- مقدمه

قرن بیست و یکم با یک گذار جمعیتی تاریخی آغاز شده بدین‌معنی که جمعیت شهرنشین، نیمی از جمعیت جهان را در بر گرفته و مهاجرت و جابه‌جایی جمعیتی، روند شهرنشینی نابهنجار معاصر را تشدید کرده‌است. شهرها بیش از ۸۰ درصد گازهای آلاینده و مخرب جهان را تولید می‌کنند. بر اساس گزارشات سازمان ملل، پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۳۰ 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، ۱۳۸۵).

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 در نهایت 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 زیست‌محیطی 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^۱ 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^۱، ۲۰۱۰)، 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 متأثر 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 دوره‌ی مورد بررسی است. ملاحظه می‌شود که تا سال ۱۳۵۷، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت دارای روند افزایشی بوده است. از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۰، این متغیر کاهش شدیدی را تجربه کرده است که از ۱۳۶۱ با افزایش قیمت جهانی نفت تا ۱۳۶۴ روندی افزایشی به‌خود می‌گیرد. سپس، تا سال ۱۳۶۸ با رکود تولید و کاهش این متغیر روبرو هستیم. از سال ۱۳۷۰، تولید ناخالص داخلی کشور به شدت روندی افزایشی را نشان می‌دهد.

ملاحظه می‌شود که از سال ۱۳۵۶، با حوادث و تحولات انقلاب اسلامی که منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی شد، نشر دی‌اکسید کربن به شدت تا سال ۱۳۵۹ روندی کاهشی را تجربه کرده است. از سوی دیگر، از سال ۱۳۶۰، با عادی شدن نسبی فعالیت‌های اقتصادی، نشر دی‌اکسید کربن روند پیشین خود را کمابیش باز می‌یابد. همراه با برنامه‌ی اول توسعه‌ی کشور و رونق‌گیری فعالیت‌های اقتصادی، از دهه‌ی ۷۰ شمسی نشر دی‌اکسید کربن روندی صعودی پیدا کرده است. جمعیت شهرنشین در طی دوره‌ی مورد بررسی، دارای روندی افزایشی است، با این تفاوت که تا سال ۱۳۷۵ 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 به دلایل خاص ساختاری اقتصاد کشور، نوسانات آن چندان نوسانات تولید ناخالص داخلی را دنبال نکرده است. به بیان دیگر، 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 این که مصرف انرژی شاخص منحصر به فرد تولید ثروت و رشد اقتصادی نیست، اما به عنوان یکی از شاخص‌های رشد اقتصادی به کار 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 اولیه‌ی 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، ارائه می‌شود. بخش چهارم، نتایج پژوهش را در بر می‌گیرد و نتیجه‌گیری در بخش پنجم، پایان‌بخش مقاله است.

۲- مطالعات تجربی

از جمله مطالعات نزدیک به موضوع این پژوهش می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد: کول و همکاران^۱ (۱۹۹۷)، 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 ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۲، به فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس دست یافتند. فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس، در کار پانایوتو^۱ (۲۰۰۰) با داده‌های درآمد، نشر CO_2 ، حجم تجارت، ذخیره‌ی سرمایه و جمعیت در طول ۱۸۷۰ تا ۱۹۹۴ برای ۱۷ کشور توسعه یافته تأیید شد. لانتز و فنگ^۲ (۲۰۰۶) با استفاده از آمار پنل پنج ناحیه از کانادا در طول ۱۹۷۰-۲۰۰۰ و با در نظر 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 دی اکسید کربن یک رابطه‌ی کوهانی شکل با جمعیت و تکنولوژی دارد. دیتس و روزا^۳ (۱۹۹۷) و یورک و همکاران^۴ (۲۰۰۳)، تأثیر جمعیت بر نشر دی اکسید کربن را مطالعه کردند. نتایج آن‌ها حاکی از کشش‌پذیری نزدیک به واحد نشر دی اکسید کربن نسبت به جمعیت بود. شی^۵ (۲۰۰۳)، رابطه‌ی مستقیمی بین تغییرات جمعیتی و انتشار دی اکسید کربن در بررسی ۹۳ کشور برای دوره‌ی ۱۹۹۶-۱۹۷۵ یافت. کول و نومایر^۶ (۲۰۰۴) نیز در بررسی ۸۶ کشور برای دوره‌ی ۱۹۹۸-۱۹۷۵ رابطه‌ی مثبتی بین انتشار دی اکسید کربن و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی شامل جمعیت، میزان شهرنشینی، شدت انرژی و بعد خانوار پیدا کردند. مارتینز-زارزوسو^۷ (۲۰۰۸)، در مقاله‌ای با عنوان "تأثیر شهرنشینی بر انتشار دی اکسید کربن: شواهدی از کشورهای در حال توسعه"، به تحلیل تأثیر شهرنشینی بر نشر دی اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه برای دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۷۵، پرداخت. نتایج وی نشان داد که اگرچه تأثیر رشد جمعیت بر انتشار دی اکسید کربن دارای کشش‌پذیری برای کشورها با سطوح مختلف درآمدی. تقریباً 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 در حالی که این نسبت برای کشورهای با درآمد بالا ۰/۷۲ است. در ایران براساس جستجوها، در این زمینه، تحقیق و مطالعه‌ای منتشر نشده است.

1-Panayotou

2- Lantz & Feng .

3- Dietz & Rosa.

4- York et al.

5- Shi.

6- Neumayer.

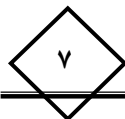
7- Martinez-Zarzoso.

۳- روش‌شناسی پژوهش

هدف تحقیق حاضر بررسی ارتباط علی بین نرخ شهرنشینی و نشر آلودگی‌های زیست محیطی است. تخمین این رابطه بدون در نظر گرفتن عوامل معینی که در قالب آزمون‌های علّیت در مباحث اقتصاد سنجی مطرح‌اند، صحیح نیست. نخست، باید دید که آیا اصولاً ارتباطی بین متغیرهای فرضیه وجود دارد، یا خیر (رائو، ۱۳۸۵). 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^۱ (۱۹۶۹) و سیمز (۱۹۷۲)، برای کشورهای توسعه یافته‌ای همچون ایالات متحده‌ی آمریکا در دوره‌ی زمانی ۱۹۴۷-۱۹۸۸ به کار برده شده است. گروه دوم، تکنیک هشیائو (۱۹۸۱) می‌باشد که آزمون علّیت گرنجر را با ترکیب کردن معیار آکائیک (۱۹۶۹) و معیار خطای پیش‌بینی نهایی گسترش داده است. این مطالعات کشورهایی همچون ایالات متحده‌ی آمریکا، آمریکای لاتین و چند کشور آسیایی در دوره‌ی زمانی ۱۹۴۷-۲۰۰۰ را در بر گرفته‌است. گروه سوم، مطالعات روش‌شناسی هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا (گرنجر، ۱۹۸۸) 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 (۱۹۹۵) است. با ارائه‌ی این آزمون، مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه‌ی واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم‌انباشتگی 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 این که مجموع k و d_{\max} برابر ۲ باشد، معادله‌ی خود بازگشت برداری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-2} \\ X_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

در این الگو اگر ضرایب $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ باشند، می‌توان این فرضیه را که X_2 علت 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^۱ (تودا-یاماموتو، ۱۹۹۵) توسعه یافته است و فرایند TY نامیده می‌شود این مشکل را محدود کرده است (پاین^۲، ۲۰۰۸). 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^۳، در سطح و با مرتبه‌ی اصلاح شده $p = k + d_{\max}$ به صورت 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^۴ روی ضرایب وقفه‌ی بهینه اجرا می‌شود. از طریق این فرایند، نوع و جهت علیت بین روابط تعیین می‌شود.

۴- نتایج پژوهش

برای این تحقیق، از داده‌های مربوط به مصرف انرژی (EC)، تولید ناخالص داخلی (GDP)، جمعیت شهرنشین ($UPOP$) و نشر دی‌اکسید کربن (CO_2) در طی دوره‌ی

1- Yamado- Toda.

2- Payne.

3- Lag- Augmented VAR.

4- Wald.

۱۳۸۵-۱۳۵۰، بهره برده شده است. داده‌های این پژوهش، سالانه و دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵-۱۳۵۰ را دربرمی‌گیرد. برای آلودگی هوا از داده‌های نشر دی اکسید کربن (CO_2) بر حسب میلیون تن^۱ که توسط اداره‌ی اطلاعات انرژی (EIA)^۲ ایالات متحده منتشر می‌شود، استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی^۳ به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد، که به‌همراه داده‌های جمعیت شهرنشین از بانک مرکزی جمهوری اسلامی اخذ شده‌است.

از داده‌های مصرف انرژی بر حسب معادل نفت‌خام (BTU)^۴ که EIA منتشر می‌کند، برای متغیر مصرف انرژی (EC) استفاده شده است. بررسی داده‌ها نشان می‌دهد که مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین در طی دوره‌ی مورد مطالعه از رفتار مشابهی برخوردار بوده‌اند. به بیان دیگر، هر دو متغیر تقریباً به‌صورت مشابهی صعودی‌اند.

همان‌طور که بیان شد، الگو زمانی برآورد شدنی است که از پیش علیت 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^۵ (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 (۱)، نتایج این آزمون را خلاصه می‌کند. طول وقفه‌ی بهینه در آزمون ریشه‌ی واحد دیکی-فولر بر اساس معیار اطلاعاتی آکاییک^۶ (AIC) انتخاب شده است.

رد فرضیه‌ی صفر در آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلپس-پرون، دلالت بر مانا بودن متغیر مورد نظر در سطح معنی‌داری انتخابی دارد-که معمولاً بسته به هدف پژوهش می‌تواند ۵٪ یا ۱٪ باشد. اما در آزمون کیاکوفسکی، فیلپس، 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 ۱- نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، پرون- فیلیپس و کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین

سطوح	متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)	آزمون فیلیپس - پرون (PP)	آزمون کیاکوفسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS)
عرض از مبدا (سطح)	CO ₂	۱/۸۴۳۹۹۱	۴/۶۰۰۵۱۳	۱/۱۵۲۵۴۴
عرض از مبدا (سطح)	UPOP	-۰/۴۹۲۳۰۰	-۱/۳۴۱۷۶۸	۱/۲۵۹۵۲۵
عرض از مبدا (سطح)	GDP	۰/۴۳۱۸۹۰	۰/۴۳۶۰۲۳	۱/۰۱۸۵۸۶
عرض از مبدا (سطح)	EC	-۱/۳۹۹۶۴۷	۷/۶۸۰۲۲۵	۱/۷۵۰۱۵۰
روند و عرض از مبدا (سطح)	CO ₂	-۰/۳۸۲۹۰۴	۱/۵۴۴۶۵۷	۰/۲۹۴۶۱۵
روند و عرض از مبدا (سطح)	UPOP	-۳/۲۹۲۹۹۰	-۲/۴۴۳۲۵۲	۰/۱۲۰۳۱۵
روند و عرض از مبدا (سطح)	GDP	-۱/۲۰۹۹۳۹	-۰/۷۴۴۳۰۲	۰/۲۴۵۶۱۸
روند و عرض از مبدا (سطح)	EC	-۱/۳۹۹۶۴۷	۳/۴۵۳۸۳۸	۰/۴۰۷۳۰۹
عرض از مبدا (تفاضل ۱)	CO ₂	-۲/۵۴۲۹۸۹	*-۴/۸۷۷۹۲۵	۰/۴۴۳۷۴۲
عرض از مبدا (تفاضل ۱)	UPOP	-۲/۵۸۱۸۵۲	-۲/۱۹۲۹۲۳	*۰/۲۲۲۴۷۶
عرض از مبدا (تفاضل ۱)	GDP	*-۳/۷۱۹۷۵۶	*-۳/۰۲۵۶۸۷	*۰/۲۱۳۶۶۱
عرض از مبدا (تفاضل ۱)	EC	-۲/۵۶۳۵۸۷	*-۴/۹۳۵۷۶۲	۰/۸۴۴۲۶۵
روند و عرض از مبدا (تفاضل ۱)	CO ₂	*-۴/۴۴۶۸۰۸	*-۶/۳۸۱۹۲۷	*۰/۰۶۸۵۷۳
روند و عرض از مبدا (تفاضل ۱)	UPOP	-۲/۵۸۱۸۵۲	-۲/۱۹۲۹۲۳	۰/۲۲۲۴۷۶
روند و عرض از مبدا (تفاضل ۱)	GDP	*-۴/۲۵۶۱۳۶	-۳/۴۶۹۲۶۸	*۰/۰۹۱۱۲۵
روند و عرض از مبدا (تفاضل ۱)	EC	*-۶/۳۵۱۴۱۸	*-۶/۴۱۳۹۵۳	۰/۱۳۹۸۱۷
عرض از مبدا (تفاضل ۲)	CO ₂	*-۵/۰۲۰۳۴۰	-----	*۰/۰۴۳۱۷۲
عرض از مبدا (تفاضل ۲)	UPOP	*-۳/۱۷۰۹۷۱	*-۵/۶۰۹۱۰۱	-----
عرض از مبدا (تفاضل ۲)	GDP	-----	-----	-----
عرض از مبدا (تفاضل ۲)	EC	*-۵/۸۲۶۸۳۸	-----	*۰/۴۷۵۶۲۵
عرض از مبدا و روند (تفاضل ۲)	CO ₂	-----	-----	-----
عرض از مبدا و روند (تفاضل ۲)	UPOP	*-۵/۵۲۱۰۵۹	x-۵/۵۲۰۶۹۶	*۰/۰۶۹۵۳۴
عرض از مبدا و روند (تفاضل ۲)	GDP	-----	x-۱۲/۵۱۹۶۳	-----
عرض از مبدا و روند (تفاضل ۲)	EC	-----	-----	*۰/۵۰۰۰۰

*سطح معنی‌داری حداکثر در ۵٪

ماخذ: محاسبات تحقیق

تعیین درجه‌ی انباشتگی

با توجه به جدول فوق، مشاهده می‌شود که برخی از متغیرها دارای درجه‌ی انباشتگی (۱) و برخی دیگر دارای درجه‌ی انباشتگی (۲) می‌باشند، بنابراین برای تعیین درجه‌ی انباشتگی الگو از روش زیووت و آندریوز^۱ (۱۹۹۲)، 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:

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

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

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

معادله‌ی (۴) که به الگوی A معروف می‌باشد، تغییرات زمان و مانایی را در سطح بررسی می‌کند. الگوی (۵) که به الگوی B شناخته می‌شود، تغییرات زمان و مانایی را در شیب تابع روند آزمون می‌کند. معادله‌ی (۶) 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 کدام یک از حالات فوق مانا خواهد شد. جدول زیر نتایج حاصل از آزمون ریشه‌ی واحد به‌روش زیووت و آندریوس را برای متغیرهای مورد نظر خلاصه می‌کند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، متغیرها در سطح، مانا نبوده و قدر مطلق آماره‌ی آنها در سطح ۵٪ 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 ۲- آزمون درجه‌ی انباشتگی بر اساس روش زیووت و آندریوس

	Break	سطح t_λ	Break	تفاضل اول t_λ	Break	تفاضل دوم t_λ
CO2	۱۹۸۲	-۰/۸۸۳۳۹۹ (C)	۱۹۸۰	-۷/۱۹۸۵۵۷ (B)	-	-
GDP	۱۹۸۲	۰/۱۸۶۸۴۷ (C)	۱۹۷۷	-۶/۰۱۷۵۹۳ (C)	-	-
POP	۱۹۸۱	-۳/۴۴۹۷۲۶ (C)	۱۹۸۳	-۵/۵۲۱۰۵۹ (A)	-	-
EC	۱۹۷۳	-۲/۱۶۰۹۱۸ (C)	۱۹۷۵	-۲/۰۶۱۹۵۳ (A)	۱۹۷۷	-۵/۵۹۰۸۹۴ (A)

ماخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که مشاهده شد، با توجه به آزمون زیووت و آندریوس در مرحله‌ی اول، درجه‌ی انباشتگی الگو تعیین شد. در مرحله‌ی دوم، لازم است که تعداد وقفه‌های بهینه‌ی الگو نیز تعیین شوند. با استخراج درجه‌ی انباشتگی و وقفه‌های بهینه می‌توان ماکزیمم مقدار وقفه‌ی بهینه را در روش تودا و یاماموتو تعیین کرد. لازم به توضیح است که آزمون هم‌انباشتگی به روش انگل و گرنجر انجام می‌شود. این رویکرد، برای بررسی، هم‌انباشتگی آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته را بر روی پسماندهای برآوردی الگو محاسبه می‌کند. جدول (۳)، نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر را نشان می‌دهد.

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی به روش انگل و گرنجر

سطح احتمال	آماره‌ی t	
۰/۰۰۰۳	-۳/۸۷۵۵۶۴	آماره‌ی آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته
سطح ۱٪	-۲/۶۳۴۷۳۱	سطح بحرانی آزمون
سطح ۲٪	-۱/۹۵۱۰۰۰	
سطح ۳٪	-۱/۶۱۰۹۰۷	

ماخذ: محاسبات تحقیق

مرحله‌ی دوم، تعداد وقفه‌های بهینه‌ی (P) الگوی VAR تعیین می‌شود. برای این منظور، از الگوی (۷) استفاده می‌شود:

$$v_t = \alpha + \beta_1 v_{t-1} + \beta_2 v_{t-2} + \dots + \beta_p v_{t-p} + \dots + \beta_{p+d} v_{t-p-d} + \varepsilon_t \quad (7)$$

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 به صورت زیر، یعنی برداری از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش نشان داد:

$$V_t = (CO_2, GDP, UPOP, EC)' \quad (۸)$$

جدول (۴)، نتایج آزمون‌های تبیین را در مورد متغیرهای الگو نشان می‌دهد. ضریب تعیین تعدیل شده با توجه به درجه‌ی آزادی، قدرت تبیین الگو را در کلیت آن بیان می‌کند.

جدول ۴- نتایج آزمون‌های تبیین معادلات در الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)

شکست ساختاری	ناهمسانی واریانس	ضریب لاگرانژ ناهمسانی واریانس	خود همبستگی	جاگ-برا	ضریب تعیین تعدیل شده	آزمون معادلات
۱/۰۰۴۱۱۷	۰/۸۲۸۸۴۲	۳/۸۲۴۹۶۲	۲/۲۹۴۷۳۵	۴/۱۷۶۰۷۹	۰/۹۵۹	GDP
۳/۶۶۴۵۸۶	۱/۵۴۶۹۸	۱/۱۱۲۵۴۴	۰/۲۴۵۸۹۵	۳/۸۷۵۶۱	۰/۹۹۱	EC
۱/۷۷۷۸۸۰	۱/۹۴۵۶۸	۰/۷۲۳۹۹۰	۰/۸۶۸۰۹۳	۱۲/۶۱۴۹۸	۰/۹۹۹	UPOP
۰/۰۲۲۲۲۸	۰/۶۳۶۲۳۵	۰/۴۴۹۰۵۱	۰/۵۸۲۶۳	۵/۱۲۷۰۱۷	۰/۹۷	CO ₂

ماخذ: محاسبات تحقیق

آماره‌ی جاگ - برا، برای آزمون نرمال بودن توزیع هر متغیر به کار می‌رود. برای آزمون خودهمبستگی پیایی از آزمون بربوش 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 در نتیجه دقت بیش‌تری برخوردار است. این آزمون، توزیع F دارد. آزمون وایت، برای تعیین ناهمسانی واریانس‌ها به کار 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 (۷) 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 ۵ آورده شده است:



جدول ۵- تعیین وقفه‌ی بهینه برای الگوی (۷)

وقفه	LogL	LR	FPE	AIC	SBC	HQ
۰	-۲۵۳۲	NA	۶/۹E+۶۱	۱۵۳/۷	۱۵۳/۹	۱۵۳/۸
۱	-۲۳۳۲	۳۴۰/۳	۹/۷E+۵۶	۱۴۲/۵	*۱۴۳/۴	۱۴۲/۸
۲	-۲۳۰۴	*۳۹/۹	*۵/۱E+۵۶	*۱۴۱/۸	۱۴۳/۴	*۱۴۲/۴

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به معیارهای معرفی شده، تعداد وقفه‌ی بهینه در الگوی (۷) برابر ۲ تعیین شده است. لازم به توضیح است سطح معنی‌داری آماره‌های فوق ۵٪ می‌باشد. براین اساس، ماکزیمم مقدار وقفه‌ی بهینه برای الگوی (۷)، با توجه به درجه‌ی انباشتگی الگو و سطح بهینه‌ی الگو برابر ۴ تعیین می‌شود. در مرحله‌ی سوم، الگوی (۷) با درجه‌ی ۴ 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 (۷) در جدول زیر خلاصه شده است:

جدول ۶- نتایج حاصل از رابطه‌ی علیت متغیرها بر اساس آزمون والد

متغیر وابسته	CO ₂	upop	EC	GDP
CO ₂	-----	۱/۶۰۷۰	۱/۳۲۷۲	۱/۴۳۲۲
UPOP	۹/۱۷۱۵	-----	۱/۹۷۳۳	۹/۱۶۶۲
EC	۱۰/۳۷۴۲	۷/۰۱۳۹۹	-----	۱۱/۲۳۷۸
GDP	۱۲/۵۱۶۷	۱/۴۴۲۵	۱/۳۹۹۱	-----

ماخذ: محاسبات تحقیق

از آن‌جا که آزمون والد دارای توزیع خی-دو می‌باشد، لذا برای سنجش معنی‌داری علیت متغیرها از آماره‌ی خی-دو استفاده می‌شود. مقدار بحرانی آزمون با توجه به آماره‌ی خی-دو در سطح ۵٪ برابر با ۷/۸۱ است. برای سادگی در بیان و تفسیر روابط علی بین متغیرها، نتایج حاصل از جدول ۶ در جدول ۷ خلاصه شده است.

جدول ۷- خلاصه‌ی روابط علی متغیرهای پژوهش

UPOP → CO ₂	
GDP → CO ₂	EC → CO ₂
UPOP → GDP	EC → 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 علی 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 (۹) 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.

$$CO_2_t = f(UPOP_t, EC_t, GDP_t) \quad (9)$$

در رابطه‌ی (۹)، نشر دی‌اکسید کربن به‌صورت تابعی از متغیرهای جمعیت شهرنشین، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است. از سوی دیگر، تولید ناخالص داخلی تابعی از مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین است. بنابراین، برای برآورد رابطه‌ی (۹) باید مطابق رابطه‌ی (۱۰) اثر مصرف انرژی و جمعیت شهرنشین را بر روی تولید ناخالص داخلی در نظر گرفت:

$$GDP_t = f(UPOP_t, EC_t) \quad (10)$$

با توجه به خواص توابع لگاریتمی در تفسیر ضرایب به صورت کشش، برای برآورد رابطه‌ی (۹) از معادله‌ی زیر بهره برده شده است:

$$LCO_2_t = \alpha_1 + \alpha_2 LUPOP_t + \alpha_3 LEC_t + \alpha_4 LGDP_t + \alpha_5 (LGDP_t)^2 + \varepsilon_t \quad (11)$$

در این معادله لگاریتم تولید ناخالص داخلی به‌صورت معادله‌ی (۱۲) تعریف می‌شود:

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

برای برآورد معادله‌های (۱۱) و (۱۲) از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط استفاده می‌شود. جدول‌های (۸) و (۹)، نتایج حاصل از برآورد معادله‌های (۱۱) و (۱۲) را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهند.

جدول ۸- نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی (۱۱) به روش رگرسیون به ظاهر نامرتب

متغیرها	ضرایب	آماره‌ی t	سطح احتمال
عرض از مبدا	-۷۶/۷۵	-۲/۵۸	۰/۰۳۳۶
لگاریتم جمعیت شهرنشینی	۰/۴۰۳	۶/۰۷	۰/۰۰۴۵
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۵/۹۴	۲/۵۶	۰/۰۴۲۶
لگاریتم مصرف انرژی	۱/۳۶	۴/۰۰۵	۰/۰۲۷۵
توان دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۹۵	-۲/۴۵	۰/۰۳۶۵
R-square = ۰/۹۵۵ Adj. R-square = ۰/۹۵۱ D.W = ۱/۹۹			

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۹- نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی (۱۲) به روش رگرسیون به ظاهر نامرتب

متغیرها	ضرایب	آماره‌ی t	سطح احتمال
عرض از مبدا	۳/۵۶	۲/۴۱	۰/۰۴۲۲
لگاریتم جمعیت شهرنشینی	۰/۷۳۵	۳/۱۳	۰/۰۳۵۸
لگاریتم مصرف انرژی	۱/۲۹	۲/۲۲	۰/۰۴۳۶
R-square = ۰/۹۷۶ Adj. R-square = ۰/۹۷۲ D.W = ۲/۱۱			

ماخذ: محاسبات تحقیق

حاصل برآورد نشان می‌دهد که همه‌ی 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.

۵- 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 علیت بین متغیرهای پژوهش به‌کارگرفته شد. برای برآورد روابط بین متغیرها از روش رگرسیون به ظاهر نامرتب استفاده شد.

ملاحظه‌ی نتایج برآورد رگرسیونی نشان می‌دهد که:

الف) کشش نشر دی‌اکسید کربن نسبت به جمعیت شهرنشین، مثبت و کوچک‌تر 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 به دست 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، کرشنا، یاوری، احمدرضا (۱۳۸۵)، توسعه‌ی پایدار: اقتصاد و سازکارها، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

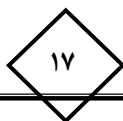
فطرس، محمد حسن (۱۳۸۵)؛ مباحثی از اقتصاد محیط زیست (مجموعه‌ی مقالات)، همدان، انتشارات دانشگاه بوعلی سینا.

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.