

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۱۱

تاریخ تأیید: ۹۶/۰۶/۲۵

اکبر کمیجانی^۱

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

مسعود صالحی رزوه^۲

دکتری اقتصاد دانشگاه مفید

محمد بخشی‌زاده^۳

دکتری اقتصاد دانشگاه مفید

چکیده

این مقاله پویایی‌های علی بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و انتشار دی‌اکسید کربن را در حضور تغییرات رژیم با استفاده از هم‌انباشتگی آستانه‌ای گرگوری و هانسن (1996a) و تکنیک علیت گرنجر-تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۴۷ بررسی می‌کند. وجه کلیدی این مطالعه، بررسی اثرات تغییر رژیم بر روابط بین این سه متغیر است. نتایج، حضور اثرات تغییر رژیم در ارتباطات درونی بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و انتشار CO_2 را تأیید کرده و نشان می‌دهد که تغییرات ساختاری دارای هر دو اثر اقتصادی و زیست محیطی است. همچنین، نتایج آزمون علیت تودا - یاماموتو بیانگر علیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی و مصرف انرژی به انتشار آلاینده و علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی است. بنابراین در تولید داخلی برای کاهش دادن انتشار CO_2 باید از تکنولوژی‌های کارا در مصرف انرژی بهره برد. از این رو، الحاق سیاست‌های مصرف انرژی و زیست محیطی در برنامه‌های توسعه در دستیابی به رشد و توسعه پایدار ضروری است.

واژگان کلیدی: تغییرات رژیم، انرژی، دی‌اکسید کربن، رشد اقتصادی، اثرات زیست محیطی

طبقه‌بندی موضوعی: Q51, Q43, C32

1. Email: komijani@ut.ac.ir

2. Email: m.salehir88@gmail.com

3. Email: Moheconometric@gmail.com

«نویسنده مسئول»

مقدمه

آزادسازی بازار و جهانی‌سازی نقش‌های مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. از اواسط قرن بیستم، اقتصادهای جهانی به سرعت به دلیل توسعه در تحقیق و تکنولوژی، سرمایه‌گذاری بین‌المللی، دستیابی به بازارهای بین‌المللی و حمل و نقل رشد کرده است. روند افزایش در فعالیت‌های اقتصادی در جهان طی چند دهه گذشته به طور قابل ملاحظه‌ای در مصرف انرژی منعکس شده است. انرژی همچون اکسیژنی است که به فعالیت‌های اقتصادی حیات داده و به عنوان عامل کلیدی رشد، صنعتی شدن و شهرنشینی مورد توجه قرار گرفته است. کشورهای در حال توسعه نیز مصرف انرژی در مقیاس‌های بزرگ برای دستیابی به توسعه پایدار و استانداردهای زندگی بهتر داشته‌اند. اما مصرف انرژی همراه با آلودگی‌هایی بوده است که به تغییرات آب و هوایی کمک کرده است. در چند دهه گذشته تغییرات آب و هوایی یکی از پر بحث‌ترین مسائل زیست محیطی در جهان است. توسعه اقتصادی و جهانی‌سازی به افزایش سطوح انتشار CO_2 و سایر گازهای گلخانه‌ای در اتمسفر کمک کرده است. تاکنون انتشار CO_2 بیش از ۶۰ درصد به افزایش در اثرات گازهای گلخانه‌ای بر اتمسفر کمک کرده است (Ahmad et al, 2016: 131).

در ادبیات نظری، روابط بین این متغیرها به طور گسترده‌ای مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. سه گروه عمده از تحقیقات، روابط بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ادبیات بررسی کرده‌اند.

گروه نخست بر تحلیل وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)^۱ یعنی رابطه U وارون بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی متمرکز شدند که به وسیله منحنی زیست محیطی کوزنتس توصیف می‌شود (Ibid. 132). این نظریه بیانگر آن است که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، آگاهی و اطلاع از مشکلات زیست محیطی پایین بوده و این مسائل برای مردم بی‌اهمیت است. در این مراحل تکنولوژی‌های سازگار با محیط زیست در دسترس نمی‌باشند. بنابراین، در مراحل نخستین رشد اقتصادی، خسارت‌های زیست محیطی همراه با رشد درآمد افزایش می‌یابد و این افزایش تا یک سطحی از درآمد سرانه خواهد بود. سپس با افزایش اطلاعات زیست محیطی، اجرای قوانین زیست محیطی، تکنولوژی بهتر و هزینه‌های زیست محیطی بالاتر، به تدریج سطح تخریب محیط زیست کاهش می‌یابد. به این دلیل در

1. Environmental kuznets curve

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۵

منحنی زیست محیطی کوزنتس رابطه میان کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی، توسط یک منحنی U معکوس نشان داده شده است. از سوی دیگر منحنی N شکل توسط فریدل و گتزner^۱ (۲۰۰۳)، بریجر و همکاران^۲ (۲۰۰۸)، اگلی و استجر^۳ (۲۰۰۷) معرفی شد. دستیابی به منحنی N شکل بدین معناست که پس از عبور از یک فاز شبیه EKC (U معکوس که در آن پس از یک دوره تخریب محیط زیست به واسطه رشد اقتصادی کیفیت محیط زیست بهبودیافته)، رشد اقتصادی بیشتر مجدداً منجر به تخریب محیط زیست می‌شود (کهنسال و شایان مهر، ۱۳۹۵: ۱۸۱-۱۸۲).

گروه دوم از ادبیات موجود بر رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند. در ادبیات به چهار فرضیه اصلی در خصوص رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی استناد شده است: ۱- فرضیه انرژی منجر به رشد؛^۴ ۲- فرضیه حفاظت از انرژی؛^۵ (رشد منجر به مصرف انرژی)؛^۶ ۳- فرضیه بازخورد؛^۷ ۴- فرضیه خنثی^۸ (Esso, 2010: 1383).

فرضیه انرژی منجر به رشد، علیت یک طرفه با حرکت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی بدون اثرات بازخوردی را فرض کرده و تأکید بر این دارد که انرژی یک نقش کلیدی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند و کاهش در عرضه انرژی رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. با یادآوری این نکته که سیاست‌های حفاظت مغایر با رشد هستند. اما فرضیه حفاظت از انرژی ادعا می‌کند که صرفه‌جویی انرژی الزاماً بدین معنا نیست که وقتی جهت علیت با حرکت از رشد به مصرف انرژی اجرا می‌شود، جلوی رشد گرفته شود و با این استدلال موافق است که افزایش رشد، یک تأثیر مثبت بر تقاضای انرژی خواهد داشت. پس نیاز به حفاظت از انرژی برای پاسخگویی به تقاضاهای آینده است. فرضیه بازخورد بیان می‌کند که رشد اقتصادی علت مصرف انرژی است، درست همان‌طور که مصرف انرژی علت رشد اقتصادی است. فرضیه خنثی نشان می‌دهد که هیچ علیتی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود ندارد.

گروه سوم از مطالعات روابط علی بین انتشار دی‌اکسید کربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ادبیات بررسی کرده‌اند. مسائل مربوط به گرم شدن زمین به همراه تغییرات آب و

1. Friedl and Getzner
2. Brajer
3. Egli and Steger
4. growth hypothesis
5. conservation hypothesis
6. feedback hypothesis
7. neutrality hypothesis

هوایی، دلالت بر این دارد که تنها تمرکز بر رابطه بین دو متغیر مصرف انرژی و رشد کافی نیست، بلکه باید به اثرات آن‌ها به محیط زیست از طریق سهم هر یک به انتشار اتمسفر به ویژه دی‌اکسیدکربن توجه شود؛ بنابراین یک رابطه چند بعدی بین متغیرها ایجاد می‌شود. احتراق سوخت‌های فسیلی برای تولید انرژی از یک سو به شدت در ارتباط با افزایش سطوح انتشار دی‌اکسیدکربن است و از سوی دیگر همان‌طور که به وسیله منحنی کوزنتس تأکید شده است، افزایش فعالیت‌های اقتصادی، اثر مستقیم بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد (تخریب محیط زیست) سطوح افزایش یافته انتشار دی‌اکسیدکربن به همراه تغییرات آب و هوایی، پیامدهایی بر مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی دارد. این موضوع دلالت بر این دارد که هر ابزار سیاستی طراحی شده برای مدیریت هر یک از عوامل باید جامع باشد تا همه پویایی‌ها را جمع کند؛ به جای اینکه آن‌ها را به تنهایی مورد بررسی قرار دهد. این بدین دلیل مهم است که به عنوان مثال با کاهش مصرف انرژی به عنوان یک راه برای کاهش انتشار آلودگی ناشی از سوخت‌های فسیلی، ممکن است یک اثر خارجی منفی بر رشد اقتصادی تحمیل نماید؛ زیرا انرژی یک نهاده اصلی در فرآیند تولید و مصرف است.

تلاش برای رشد اقتصادی سریع در کشورهای در حال توسعه به ویژه در ایران، پیامدهای متنوعی بر مصرف انرژی و در نتیجه کیفیت محیط زیست خواهد داشت. آیا رشد سریع اقتصادی و تقاضای انرژی ناشی از آن، حاکی از یک بده - بستان با کیفیت محیط زیست است و بالعکس؟ پاسخ به این پرسش بررسی پویایی‌های علی بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن را جالب‌تر می‌کند.

بر اساس گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۴، سرانه مصرف انرژی در ایران از حدود ۵۶۵/۳ متریک تن معادل نفت خام در سال ۱۹۷۱ با نرخ رشد سالیانه حدود ۴/۱ درصد به حدود ۲۸۷۳ تن معادل نفت خام در سال ۲۰۱۲ رسیده است که این رقم بیش از متوسط جهانی بوده است. با توجه به افزایش مصرف انرژی در ایران و جهان، انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای ناشی از مصرف انرژی طی سال‌های اخیر در ایران و جهان افزایش قابل توجهی داشته است. بر اساس آخرین اطلاعات موجود (بانک جهانی، ۲۰۱۵)، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن به عنوان مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای ناشی از مصرف انواع سوخت‌های فسیلی در جهان از حدود ۹/۳ میلیارد متریک تن در سال ۱۹۶۰ با نرخ رشد سالیانه ۲/۶ درصد به بیش از ۳۴/۶ میلیارد متریک تن در سال ۲۰۱۱ افزایش یافته است که حدود ۳/۷ برابر افزایش را نشان می‌دهد. مقدار انتشار گاز

پویایی‌های علی‌بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۷

دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی در ایران از ۴۷/۹ میلیون تن در سال ۱۳۵۵ با نرخ رشد سالیانه ۷/۰۳ درصد به حدود ۵۵۶/۸ میلیون تن در سال ۱۳۹۱ رسیده است که حدود ۱۰ برابر رشد نشان می‌دهد. به تبعیت از افزایش کل انتشار گاز دی‌اکسید کربن، سرانه انتشار این گاز گلخانه‌ای نیز طی دوره ۱۳۵۵ الی ۱۳۹۱ افزایش یافته و از ۱۴۲۱ کیلوگرم با نرخ رشد سالیانه ۵/۰۴ درصد به ۷۳۲۳/۵ کیلوگرم در سال افزایش یافته است؛ به طوری که سرانه مقدار انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از سوخت‌های فسیلی در ایران طی سه دهه بیش از پنج برابر شده است (گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۵: ۲).

بررسی و مقایسه میزان مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن در ایران و برخی از کشورهای منتخب نکات جالبی را نمایان می‌سازد. در سال ۲۰۱۱ تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ حدود ۲۵۰ میلیارد دلار بوده است که برای تولید این ثروت حدود ۲۱۲/۱ میلیون متریک تن معادل نفت خام انرژی مصرف کرده و حدود ۵۸۶/۶ میلیون متریک تن دی‌اکسید کربن منتشر کرده است. در حالی که کشوری مانند ترکیه با تولید ناخالص ۶۱۴/۴ میلیارد دلار حدود ۱۱۲/۴ میلیون متریک تن انرژی مصرف کرده و حدود ۳۰۳ میلیون متریک تن دی‌اکسید کربن منتشر کرده است. این مسئله در مورد کشور فرانسه نیز صادق است، در حالی که کشور فرانسه در سال ۲۰۱۱ حدود ۲۴۴۹/۱ ثروت تولید کرده است، اما میزان مصرف انرژی این کشور معادل ۲۵۲/۸ میلیون متریک تن معادل نفت بود و برای تولید این ثروت نیز حدود ۳۳۸/۸ میلیون متریک تن دی‌اکسید کربن تولید کرده است (گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۵: ۳). مقایسه این آمارها حاکی از مصرف غیربهبینه مصرف انرژی در ایران است. این مسئله ضرورت توجه به بهینه‌سازی مصرف انرژی در ایران و کاهش انتشار دی‌اکسید کربن ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی را دو چندان نموده است.

تاکنون مطالعات متنوعی به بررسی روابط دوگانه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و روابط سه‌گانه بین مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. اما تاکنون در ایران اثرات اصلاحات ساختاری (شکست‌ها) بر روابط بین این متغیرها بررسی نشده‌اند و این مطالعات از اثر بالقوه تغییرات رژیم بر این روابط غفلت نموده‌اند. شکست ساختاری اثرات کلیدی بر ساختار کل اقتصاد بر حسب فعالیت اقتصادی، سیاست‌های محیطی و مصرف انرژی در کنار سایر عوامل خواهد داشت.

این مقاله به دنبال برجسته نمودن اثرات تغییرات ساختاری در اقتصاد بر روی روابط متقابل بین سیستم اقتصادی و محیط زیست است. بر این اساس در این مطالعه اثر تغییرات ساختاری را بر روابط بین مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی با استفاده از رویکرد انباشتگی آستانه‌ای گریگوری - هانسن و آزمون علیت گرنجری تودا - یاماموتو و علیت همزمانی بررسی می‌کنیم.

مطالب مقاله حاضر در چهار بخش ارائه می‌شود. بخش اول به مطالعات تجربی اختصاص دارد. بخش دوم به روش‌شناسی اقتصادسنجی می‌پردازد. بخش سوم نتایج تجربی را ارائه می‌دهد. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز در بخش چهارم ارائه می‌شود.

۱- مروری بر مطالعات تجربی

همان‌طور که در مقدمه ذکر شد، سه گروه عمده از تحقیقات، روابط بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ادبیات بررسی کرده‌اند. گروه نخست بر تحلیل وجود EKC یعنی رابطه U وارون بین انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی متمرکز شدند که به وسیله منحنی زیست محیطی کوزنتس توصیف می‌شود. گروه دوم از ادبیات موجود، رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را تحت چهار فرضیه رشد، حفاظت از انرژی، بازخورد و خنثی نشان می‌دهند. گروه سوم از مطالعات روابط علی بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در ادبیات بررسی کرده‌اند. در ذیل به برخی از مهم‌ترین مطالعات صورت گرفته در خارج و داخل ایران بر اساس تقسیم‌بندی فوق اشاره می‌شود.

احمد و همکاران در مطالعه‌ای روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین انتشار CO_2 ، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در هند را در سطح کلی و جداگانه برای هر یک از منابع انرژی طی دوره (۱۹۷۱-۲۰۱۴) بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت وجود دارد و منحنی کوزنتس در سطوح کلی و جداگانه معتبر است. علاوه بر این، مصرف انرژی (انرژی کل، گاز، نفت، الکتریسیته و زغال سنگ) یک رابطه مثبت با انتشار CO_2 دارد و اثر بازخوردی بین رشد اقتصادی و انتشار CO_2 وجود دارد. بنابراین در تولیدات داخلی برای کاهش دادن انتشار CO_2 در سطح کلی و جداگانه باید از تکنولوژی‌های کارا در مصرف انرژی بهره برد (Ahmad et al, 2016: 131-143).

منساح در مقاله‌ای پویایی‌های علی تصادفی بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و انتشار CO_2 را در حضور تغییرات رژیم در شش کشور آفریقایی در حال ظهور بررسی می‌کند. نتایج، حضور اثرات تغییر رژیم در ارتباطات درونی بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی حقیقی و انتشار CO_2 در کشورهای مورد نظر را تأیید کرده و نشان می‌دهد که تغییرات ساختاری دارای هر دو اثر اقتصادی و زیست محیطی است (Mensah, 2014: 172-182).

کاریم و همکاران، در مقاله‌ای رابطه بین مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی در چین را بر مبنای یک مدل VECM طی دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۸ بررسی کردند. در این مطالعه صنعتی شدن و سرمایه نیز به عنوان متغیرهای اضافی معرفی شدند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه علی یک سویه از انتشار CO_2 به رشد اقتصادی و یک رابطه علی یک سویه از صنعتی شدن به رشد اقتصادی وجود دارد (Kareem et al, 2012: 136-147).

آپرگیز و پاین، در مطالعه‌ای رابطه علی بین مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن و تولید حقیقی را برای آمریکای مرکزی طی دوره ۱۹۹۲-۲۰۰۴ بررسی کرده و شواهدی از اثرات بازخوردی بین مصرف انرژی و انتشار آلودگی یافتند اما هیچ بازخوردی بین تولید حقیقی و انتشار آلودگی در آمریکای مرکزی یافته نشد (Apergis & Payne, 2010:650-655).

چان تاناوات و همکاران در مقاله‌ای علیت بین مصرف انرژی و GDP را برای بیش از صد کشور آزمون کردند. نتایج نشان می‌دهد که علیت از مصرف انرژی به GDP در کشورهای OECD در مقایسه با کشورهای در حال توسعه شایع تر است. دلالت سیاستی این تحلیل این است که تلاش برای کاهش مصرف انرژی با هدف کاهش آلودگی احتمالاً اثر بزرگ‌تری بر روی GDP کشورهای توسعه یافته در مقایسه با کشورهای در حال توسعه دارد (Chontanawat et al, 2008: 209-220).

هیونگ و همکاران دنبال پاسخ به این سؤال هستند که آیا مصرف بیشتر انرژی از رشد اقتصادی حمایت می‌کند یا خیر. بدین منظور از یک مدل رگرسیون آستانه‌ای غیرخطی طی دوره (۱۹۷۱-۲۰۰۲) بهره برده‌اند. داده‌ها به دو دوره شامل دوره بحران انرژی (۱۹۷۱-۱۹۸۰) و دوره پس از بحران انرژی (۱۹۸۱-۲۰۰۰) تفکیک شدند. اگر متغیرهای آستانه‌ای بالاتر از سطوح آستانه‌ای بهینه معین باشند، رابطه معناداری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود ندارد. اما وقتی این متغیرهای آستانه‌ای پایین‌تر از سطوح بهینه معین باشند، یک رابطه مثبت معنادار بین این دو وجود دارد. در ۸۴ کشور از میان ۸۲ کشور مورد مطالعه هیچ‌یک از چهار

متغیر آستانه‌ای بالاتر از سطوح بهینه یافته نشد. پس این ۴۸ کشور باید سیاست‌های انرژی فعالانه‌تری اتخاذ کنند. اما برای سایر ۳۴ کشور، حداقل یک متغیر آستانه‌ای بالاتر از سطح آستانه‌ای بهینه بوده و بنابراین این کشورها باید سیاست‌های انرژی با درجه‌های متغیری از حفاظت از انرژی بر اساس تعداد متغیرهای آستانه‌ای که بالاتر از سطوح آستانه‌ای بهینه هستند را اتخاذ نمایند (Huang et al, 2008: 755-767).

کل، با استفاده از داده‌های ۹۴ کشور روابط بین درآمد و کیفیت محیط زیست را بررسی کرد و دریافت که روابط U شکل وارون و نیز N شکل بین متغیرها معتبر است (Cole, 2007:637-647).

مزینی و همکاران ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی کشور را به صورت بخشی و بر حسب داده‌های استانی بررسی کردند. نتایج تحقیق حکایت از تأثیر مثبت رشد مصرف انرژی بر رشد ارزش افزوده بخش صنعت و حمل و نقل، هم در استان‌های توسعه یافته و هم در استان‌های در حال توسعه دارد. اما میزان اثرگذاری مثبت مصرف انرژی با حرکت از فاز رکود اقتصادی به فاز رونق اقتصادی افزایش می‌یابد. این موضوع در بخش صنعت در دوره رونق شدیدتر و معنادارتر می‌باشد (مزینی و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۷-۸۹).

حیدری و رنجبر فلاح در مقاله‌ای به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در قالب منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) در کشورهای ایران، عربستان، قطر، الجزایر، کویت، ونزوئلا، اکوادور، نیجریه و گابن طی دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۶ پرداخته شده است. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است رابطه میان رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن به شکل درجه سوم بوده و N شکل است. به این مفهوم که گرمایش زمین همراه با رشد اقتصادی افزایش یافته است و سپس روندی کاهشی داشته و مجدداً با افزایش بیشتر رشد، دوباره روندی افزایشی به دست می‌آورد (حیدری و رنجبر فلاح، ۱۳۹۳: ۱-۱۴).

جعفری صمیمی و محمدی خیاره در مطالعه‌ای، روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز رابطه علیت بین رشد اقتصادی، انتشار کربن، مصرف انرژی و نرخ اشتغال در ایران را با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ای هم‌انباشتگی در دوره (۱۳۵۷-۱۳۸۹) بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است. نتایج آزمون علیت گرنجری وجود یک رابطه علیت یک طرفه از سمت تولید ناخالص سرانه به مصرف انرژی سرانه و انتشار کربن سرانه، در حالی که

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۱۱

رابطه علیت بین نرخ اشتغال و رشد اقتصادی به صورت یک طرفه و از سمت نرخ اشتغال به رشد اقتصادی را نشان می‌دهد (جعفری صمیمی و محمدی خیاره، ۱۳۹۳: ۱-۲۰).

آل عمران و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی روابط بلندمدت و علی بین رشد اقتصادی، انتشارات CO_2 ، مصرف انرژی و نسبت اشتغال در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پرداختند. نتایج علیت گرنجر نشان می‌دهد که هیچ‌یک از انتشارات CO_2 و مصرف سرانه انرژی باعث تغییر GDP واقعی سرانه نمی‌شود، اما نسبت اشتغال باعث تغییر GDP واقعی سرانه در کوتاه‌مدت می‌شود و همچنین فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در چارچوب علیت در مورد ایران اعتبار ندارد. نتایج نهایی نیز نشان می‌دهد که سیاست‌های حفاظت انرژی مانند جیره‌بندی مصرف انرژی و کنترل انتشارات CO_2 می‌تواند موجب رشد بازده واقعی در ایران گردد (آل عمران و همکاران، ۱۳۹۲: ۱-۲۶).

مهدوی و قنبری در مقاله خود به بررسی و مطالعه رابطه بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت یک رابطه علیت دو طرفه بین انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی و یک رابطه دیگری از تولید ناخالص داخلی به انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی و در بلندمدت دو رابطه علیت یک طرفه یکی از انتشار دی‌اکسیدکربن به تولید ناخالص داخلی و دیگری از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی برقرار می‌باشد. همچنین بررسی توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد بروز یک شوک بر تولید ناخالص داخلی، انتشار دی‌اکسیدکربن را تا سه سال افزایش داده و پس از آن به تدریج تأثیر آن کاهش یافته تا اینکه در سال ششم به صفر برسد (مهدوی و قنبری، ۱۳۹۲: ۲۱۷-۲۳۷).

مسنن مظفری و صیوحی، تعیین نوع رابطه بین آلودگی دی‌اکسیدکربن و تولید سرانه با استفاده از آزمون هاسمن و سپس تخمین معادله با استفاده از سیستم معادلات همزمان، برآورد منحنی کوزنتس در ایران و تعیین سطح تولید سرانه‌ای که انتظار می‌رود بعد از آن توجه به محیط زیست افزایش یافته و در نتیجه نرخ تولید آلودگی کاهش یابد را دنبال می‌کنند. نتایج نشان داد رابطه بین آلودگی و تولید سرانه رابطه‌ای دو طرفه می‌باشد. همچنین نرخ کاهش آلودگی در سطح تولید سرانه ۶۵۰۹۷۲۰ ریال اتفاق خواهد افتاد. با توجه به شبیه‌سازی صورت گرفته به روش خود رگرسیون میانگین متحرک می‌توان پس از ۱۷ سال به این تولید سرانه دست پیدا کرد (مسنن مظفری و صیوحی، ۱۳۹۲: ۷۵-۸۰).

صمدی و یار محمدیان با بهره‌گیری از آزمون هم‌جمعی کسری، وجود EKC برای ۲۷ کشور با درآمد متوسط به پایین را ارزیابی کردند. نتایج نشان می‌دهد که منحنی کوزنتس برای کشورهای سالوادور، نیکاراگوئه، ایران، پاکستان، پاراگوئه و تانزانیا شکل معمول و قابل انتظار خود را دارد اما نمونه مورد بررسی برای کشورهای بولیوی، آنگولا، کنگو، مصر و نیجریه اطلاعات مفیدی را نمی‌دهد (صمدی، سعید و یارمحمدیان، ۱۳۹۱: ۱۲۹-۱۵۲).

محمدی و همکاران در مطالعه خود علاوه بر آزمون علیت مرسوم خطی گرنجر از آزمون علیت غیرخطی نیز برای بررسی رابطه دقیق علی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور ایران در دوره زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۹ استفاده کردند. نتایج حاکی از وجود یک رابطه علی خطی و غیرخطی یک طرفه، از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است (محمدی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۵۳-۱۷۰).

خلیلی عراقی و همکاران در مطالعه‌ای نشان دادند که در سطح کلان اقتصاد، تغییرات سرانه تولید ناخالص داخلی، جمعیت و شدت انرژی اثر مثبت بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشته‌اند و تغییرات شدت کربن سوخت‌های فسیلی در بیشتر دوره‌ها نقش مؤثری در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن داشته است. نتایج در بخش صنعت نیز نشان داد که سهم سوخت‌های فسیلی در انرژی مصرفی و تولید این بخش از کل تولید ناخالص داخلی کشور نقش تعیین‌کننده در انتشار دی‌اکسیدکربن طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۷ داشته‌اند.

همچنین نتایج مطالعه نشان داد که شدت کربن سوخت‌های فسیلی و شدت انرژی مصرفی در بخش‌های خدمات و کشاورزی نقش مثبت در انتشار دی‌اکسیدکربن داشته‌اند و اثر سهم بخش کشاورزی از کل تولید ناخالص داخلی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در این بخش برخلاف سایر بخش‌های اقتصادی منفی بوده است (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱: ۹۳-۱۰۴).

محمد باقری، در مقاله‌ای روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران را با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۶۵-۲۰۰۸ و با روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به تولید ناخالص داخلی بی‌کشش است؛ اما مقدار آن در بلندمدت بیش از کوتاه‌مدت است. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، کشش دی‌اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشابه و نزدیک به یک است. علاوه بر این،

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۱۳

شکل U وارون منحنی زیست محیطی کوزنتس در شرایط ایران مورد تأیید نیست (محمد باقری، ۱۳۸۹: ۱۰۱-۱۲۹).

بهبودی و همکاران با استفاده از داده‌های سری‌زمانی سالانه اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۴۶-۱۳۸۴) رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری را مورد بررسی قرار دادند. در این راستا، از آزمون‌های ریشه واحد زیوت - اندریوز برای تعیین تغییرات ساختاری به شکل درون‌زا و همچنین از آزمون هم‌جمعی گریگوری - هانسن جهت بررسی رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با تأکید بر شکست ساختاری استفاده شده است. نتایج به دست آمده از تحقیق نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران وجود دارد (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸: ۵۳-۸۴).

اسدی‌کیا و همکاران به بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست، در برنامه‌های مختلف توسعه کشور پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که بین درآمد ناخالص داخلی، تعداد خودروهای موجود و میزان جمعیت با انتشار گاز دی‌اکسیدکربن ارتباط مستقیم و رابطه بین درجه بازبودن اقتصادی با انتشار گاز مذکور منفی است. همچنین نتایج نشان داد که برنامه سوم توسعه در بین سایر برنامه‌ها در کنترل آلودگی موفق‌تر بوده است که علت اصلی آن را می‌توان در اجرای برنامه‌هایی نظیر برنامه جامع کاهش آلودگی در هشت شهر بزرگ کشور جستجو کرد (اسدی‌کیا و همکاران، ۱۳۸۸: ۹۳-۱۰۰).

آرمن و زارع با استفاده از روش تودا و یاماموتو رابطه علیت گرنجری بین کل مصرف نهایی انرژی و همچنین مصرف حامل‌های مختلف انرژی شامل فرآورده‌های نفتی، برق، گاز طبیعی و سوخت‌های جامد و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۴۶-۱۳۸۱) را مورد بررسی قرار دادند. در مواردی که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی مشاهده می‌شود، افزایش مصرف انرژی محرک رشد اقتصادی است. در این صورت، باید در اجرای هر گونه سیاست صرفه جویی در مصرف انرژی با احتیاط کامل عمل کرد، به گونه‌ای که اعمال چنین سیاستی منجر به آثار انقباضی بر رشد اقتصادی نشود. در حالت‌هایی که یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی مشاهده می‌شود، می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی مقدم بر مصرف انرژی بوده و بنابراین سیاست صرفه‌جویی در مصرف انرژی را می‌توان بدون کمک کردن رشد اقتصادی به کار گرفت (آرمن و زارع، ۱۳۸۴: ۱۱۷-۱۴۳).

افقه و همکاران در پژوهشی با بررسی داده‌های سالانه ۱۳۵۰-۱۳۸۸ به بررسی رابطه علی میان مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد تولید در ایران با استفاده از روش تودا و یاماموتو پرداخته و به این نتیجه دست یافتند که رابطه‌ای یک سویه از دی‌اکسیدکربن به تولید داخلی وجود دارد در حالی که رابطه میان دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی یک رابطه دو سویه نشان داده شد و هیچ ارتباطی میان مصرف انرژی و تولید دیده نشد (افقه و همکاران، اولین کنفرانس ملی راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار: ۷).

۲- روش‌شناسی اقتصادسنجی

استراتژی اقتصادسنجی در این مقاله متشکل از سه مرحله است. نخست ویژگی‌های ریشه واحد متغیرهای مدل شامل تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن (CO_2) و میزان مصرف انرژی (En) را با حضور و بدون حضور شکست ساختاری به وسیله آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس - پرون و زیوت - اندریوز بررسی می‌کنیم. همچنین پایداری بلندمدت متغیرها با استفاده از آزمون ثبات هانسن^۱ بررسی شده است. در گام دوم؛ برای آزمون وجود هم‌انباشتگی آستانه‌ای، رفتار هر متغیر به عنوان یک متغیر درون‌زا با استفاده از رویکرد گریگوری - هانسن^۲ بررسی می‌شود. در گام سوم؛ علیت کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل با استفاده از آزمون علیت تودا - یاماموتو^۳ بررسی شده است. همچنین آزمون علیت هم‌زمانی، با استفاده از روش تجزیه چولسکی انجام می‌شود.

۲-۱- ساختار ریشه واحد زیوت - اندریوز^۴

به دلیل پویایی‌های ساختاری در اقتصاد، لازم است آزمون ریشه واحدی انجام گیرد که شکست ساختاری را در نظر بگیرد. وجود شکست ساختاری بر نتیجه آزمون‌های ریشه واحد تأثیر می‌گذارد. اکثر مطالعات مربوط به آزمون‌های ریشه واحد به این نتیجه رسیده‌اند که آزمون‌های ریشه واحد مرسوم تورش به سمت عدم رد فرضیه ریشه واحد سری‌های زمانی دارند که دارای روند مانا بوده ولی دارای شکست ساختاری

1. Hansen (1992)
2. Gregory-Hansen(1996-a)
3. Toda-Yamamoto
4. Zivot-Andrews(1992)

هستند. پرون^۱ (۱۹۸۹) نشان داد که آزمون ریشه واحد دیکی - فولر (۱۹۷۹) در شرایطی که جمله اخلاص مانا بوده ولی شیب روند دارای شکست باشد، بی‌ثبات و ناسازگار خواهد بود. توجیه پرون ماهیت شوک‌های برون‌زایی است که دارای اثر دائمی بوده که خود باعث عدم رد فرضیه صفر وجود ریشه واحد می‌شود. حتی در شرایطی که واقعاً فرضیه صفر هم صحیح باشد. بنابراین پرون (۱۹۹۰، ۱۹۸۹) آزمون‌های ریشه واحد دیگری را پیشنهاد کرده که بر اساس آن‌ها، در نظر گرفتن شکست ساختاری در فرضیه صفر و فرضیه مقابل را امکان‌پذیر می‌نماید. این آزمون‌ها نسبت به آزمون دیکی - فولر در شرایطی که سری زمانی فاقد شکست باشد دارای توان آزمون کمتری است اما وقتی سری زمانی دارای شکست باشد، این آزمون‌ها سازگار و باثبات خواهند بود. ضمن اینکه عملکرد آزمون‌ها به بزرگی شکست نیز وابسته نمی‌باشد؛ زیرا در این آزمون‌ها نقطه شکست و پارامترها ثابت در نظر گرفته می‌شوند. همچنین، فرض بحث‌انگیز دیگر این است که چه تاریخ زمانی باید به عنوان تاریخ اولین شکست در نظر گرفته شود زیرا استفاده غیر صحیح از تاریخ شکست ساختاری در آزمون پرون باعث انحراف اندازه آزمون‌ها شده که خود باعث کاهش توان آزمون می‌شود؛ هر چند که این اثر به طور مجانبی ظاهر نمی‌شود.^۲ کار انجام شده توسط زیوت - اندریوز این است که روشی را فراهم کنند تا بر مبنای آن، تاریخی را که شکست ساختاری اتفاق افتاده و نامعلوم نیز می‌باشد را مد نظر قرار دهند. بنابراین برای آزمون ریشه واحد در مقابل فرضیهٔ جانشین فرآیند روند مانا با شکست ساختاری، سه مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شوند (Esso, 2010: 1384):

$$Y_t = \mu + \theta DU_t(T_b) + \beta t + ay_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Y_t = \mu + \gamma DT_t(T_b) + \beta t + ay_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$Y_t = \mu + \theta DU_t(T_b) + \beta t + \gamma DT_t(T_b) + ay_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، ε_t جمله اخلاص مدل که وایت نویز^۳ با واریانس σ^2

1. Perron(1989)

2. Kim & Perron(2009)

3. White Noise

می‌باشد. جمله $DU_t(T_b)$ و $DT_t(T_b)$ نیز به شکل زیر تعریف شده‌اند:

$$\begin{cases} DU_t(T_b) = 1 & \text{if } t > T_b \\ DU_t(T_b) = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

$$\begin{cases} DT_t(T_b) = t - T_b & \text{if } t > T_b \\ DT_t(T_b) = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

DU_t متغیر موهومی است که نشان‌دهنده انتقال در عرض از مبدأ و DT_t بیانگر انتقال در روند در زمان T_b می‌باشد. همچنین مدل شماره (۱) نشان‌دهنده انتقال تک دوره‌ای در عرض از مبدأ، مدل شماره (۲) بیانگر آزمون ریشه واحد حول روند شکست و مدل شماره (۳) بیانگر امکان تغییر در عرض از مبدأ و روند شکست ساختار می‌باشد. اگر چه مقادیر بحرانی مجانبی برای این آزمون موجود هستند، لیکن زیوت - اندریوز هشدار می‌دهند که اساساً در نمونه‌های کوچک آماره آزمون می‌تواند از مقدار مجانبی خود منحرف شود که برای رفع این مشکل مقادیر بحرانی برای آزمون زیوت - اندریوز با استفاده از مدل شبیه‌سازی شده تصادفی با حجم نمونه $T=38$ و با بیست هزار بار تکرار در مدل‌های شماره ۱ تا ۳ محاسبه شده است. فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در شرایطی که $t_{\hat{\alpha}} < k_{inf}$ باشد، رد خواهد شد که در آن نشان‌دهنده مقدار بحرانی آزمون یک دامنه (دامنه سمت چپ) α می‌باشد (Zivot & Andrews: 1992).

۲-۲- چارچوب هم‌انباشتگی

با توجه به اینکه اکثر متغیرها در طول زمان دچار شکست ساختاری می‌شوند، بنابراین در مطالعات صورت گرفته، پیشنهاد شده تا از مدل‌سازی مناسبی جهت نمایش رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده شود. برخلاف روش‌های سنتی هم‌انباشتگی از جمله روش حداکثر راست‌نمایی بر اساس رویکردهای جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) و جوهانسن (۱۹۹۱) و الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، روش‌های آستانه‌ای می‌توانند تأثیر اصلاحات ساختاری را بر روی سری‌های زمانی که مدل‌سازی می‌شوند را لحاظ کنند. به عبارت دیگر، محدودیت اصلی روش‌های سنتی هم‌انباشتگی این است که در صورت وجود هم‌انباشتگی همراه با شکست ساختاری، گرایش به رد فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌انباشتگی دارند (Esso, 2010: 1385). بنابراین در شرایط وجود شکست

ساختاری، تخمین‌های به دست آمده از طریق روش‌های سنتی هم‌انباشتگی دارای توان آزمون پایین خواهد بود که این موضوع نشأت گرفته از این واقعیت است که جملات پسماند از معادله هم‌انباشته مستلزم وجود شکست‌های لحاظ نشده‌ای است که به دلیل نمایش رفتار ناماننا بوده است. برای رفع این مشکل در ادبیات اقتصادسنجی، روش هم‌انباشتگی آستانه‌ای پیشنهاد شده است که بر اساس این روش، تغییرات صورت گرفته در شیب و رانش^۱ پارامترها، قبل، طی و بعد از شکست در نظر گرفته می‌شود (Mensah, 2014: 176). در این مطالعه با استفاده از روش هم‌انباشتگی آستانه‌ای گریگوری - هانسن (a ۱۹۹۶)، روابط بلندمدت بین سه متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، مصرف انرژی و انتشار CO₂ بررسی می‌شود (Gregory & Hansen, 1996a). بدین منظور چهار مدل ذیل را در نظر می‌گیریم:

در مدل شماره (۴)، گریگوری - هانسن هیچ‌گونه تغییر ساختاری را در نظر نمی‌گیرند:

$$Y_t = \mu + \alpha X_t' + \varepsilon_t \quad (4)$$

که Y_t متغیر وابسته، μ پارامتر رانش، α شیب ضرایب مدل و X_t' و ε_t به ترتیب بیانگر بردار رگرسورهای انباشته از درجه اول I(1) و جملات باقیمانده انباشته از درجه صفر I(0) می‌باشند. بر اساس مطالعه گریگوری - هانسن (a ۱۹۹۶)، در شرایطی که با تغییر رژیم مواجه باشیم، انتظار بر این است که μ و α در طی زمان ثابت نباشند. بنابراین گریگوری - هانسن مدلی را طراحی کردند تا این تغییرات ساختاری را ترکیب نموده، به طوری که اثراتشان بتواند در μ و α منعکس شود؛ حتی اگر رفتار زمانی این تغییر به صورت درون‌زا باشد. این مدل سه روش اصلی برای لحاظ اثرات تغییرات ساختاری در مدل را پیشنهاد می‌دهد که شامل تغییرات در سطح (مدل شماره ۵)، تغییرات در سطح و روند^۳ (مدل شماره ۶) و تغییر رژیم (مدل شماره ۷) می‌گردند. جهت نشان دادن این اثرات، از متغیر موهومی^۴ به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{cases} D(\tau) = 1 & \text{if } t > \tau \\ D(\tau) = 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

1. drift
2. Time Invariant
3. Trend
4. Dummy Variable

که τ پارامتر نامعلومی است که نشان‌دهنده سال شکست ساختاری می‌باشد. بنابراین مدل شماره (۵) با توجه به تغییر در سطح که با تغییر در جمله μ و ثابت نگه داشتن ضرایب شیب α نشان داده شده، به شکل زیر خواهد بود:

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\tau) + \alpha X_t' + \varepsilon_t \quad (5)$$

که μ_1 و μ_2 بیانگر عرض از مبدأ قبل از انتقال و تغییر در عرض از مبدأ، در زمان انتقال می‌باشد. با اضافه نمودن جمله روند در مدل شماره (۵)، مدل شماره (۶) به شرح زیر به دست می‌آید:

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\tau) + \beta t + \alpha X_t' + \varepsilon_t \quad (6)$$

و در نهایت جهت نمایش تغییر ساختاری مدل، تغییر در بردار متغیرهای مدل به صورت رابطه شماره (۷) نمایش داده شده است:

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\tau) + \alpha_1 X_t' + \alpha_2 X_t' * D_t(\tau) + \varepsilon_t \quad (7)$$

که μ_1 و μ_2 بیانگر تغییر سطح در مدل شماره (۵)، α_1 بیانگر ضریب شیب هم‌انباشتی قبل از تغییر رژیم و α_2 بیانگر تغییر در ضریب شیب در زمان تغییر یا شکست ساختاری می‌باشد. پس اثر کل بعد از تغییر رژیم برابر $\alpha_1 + \alpha_2$ می‌باشد.

بنابراین، روش هم‌انباشتی آستانه‌ای گریگوری - هانسن مستلزم آزمون مدل‌های (۵) تا (۷) تحت فرضیه صفر عدم هم‌انباشتی با احتمال وجود تغییر رژیم و فرضیه مقابل آن بیانگر وجود هم‌انباشتی همراه با تغییر رژیم (تغییر ساختاری) است.

۲-۳- مدل‌سازی علیت

موضوع علیت بین متغیرها، به طور گسترده‌ای از طریق آزمون علیت انگل - گرنجر^۱ انجام می‌پذیرد. اما این روش به دلیل پایین بودن توان آزمون، ماهیت محدود و خواص نمونه کوچک، مورد انتقاد واقع شده است (Adom et al, 2012). در این مقاله جهت بررسی پویایی‌های علی، از آزمون تودا - یاماموتو (۱۹۹۵) استفاده شده است. این روش با بسط یک مدل VAR در سطح و با در نظر گرفتن حداکثر مرتبه انباشتی (d) برای وقفه مدل، دارای توان آزمون بالا برای آماره والد^۲ می‌باشد. در نهایت مدل VAR تعمیم یافته^۳ با

-
1. Engle-Granger
 2. Wald Statistics
 3. Augmented Vector Auto Regressive

مجموع $(k+d)$ وقفه در سطح از طریق روش رگرسیون به ظاهر نامرتب^۱ (SUR) و با k وقفه تخمین زده می‌شود. بنابراین مدل VAR را از طریق SUR با هدف تعیین پویایی‌های تصادفی بین سه متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، مصرف انرژی (En) و میزان انتشار دی اکسید کربن (C) تخمین می‌زنیم. مدل VAR تعمیم یافته به صورت معادلات (۸) تا (۱۰) به شکل زیر نشان داده می‌شوند:

$$\begin{aligned} LnEn_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \lambda_{11i} LnEn_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \lambda_{12j} LnEn_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^k \xi_{11i} LnGDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \xi_{12j} LnGDP_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^k \beta_{11i} LnC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{12j} LnC_{t-j} + \mu_{1t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} LnGDP_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \lambda_{21i} LnEn_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \lambda_{22j} LnEn_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^k \xi_{21i} LnGDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \xi_{22j} LnGDP_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^k \beta_{21i} LnC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{22j} LnC_{t-j} + \mu_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} LnC_t = & \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \lambda_{31i} LnEn_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \lambda_{32j} LnEn_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^k \xi_{31i} LnGDP_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \xi_{32j} LnGDP_{t-j} \\ & + \sum_{i=0}^k \beta_{31i} LnC_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{32j} LnC_{t-j} + \mu_{3t} \end{aligned} \quad (10)$$

پس از تخمین سیستم معادلات (۸) تا (۱۰)، آزمون تودا - یاماموتو مستلزم آزمون معنی‌داری k وقفه نخست با استفاده از قید صفر ضرایب توسط آزمون والد می‌باشد که تحت فرضیه صفر هیچ‌گونه علیتی بین متغیرها وجود ندارد و تحت فرضیه مقابل علیت بین متغیرها وجود دارد. آماره این آزمون، آماره والد با توزیع χ^2 و درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های آزمون است (Toda & Yamamoto, 1995).

همچنین با استفاده از تجزیه چولسکی^۱ به بررسی علیت همزمانی پرداخته شده است. به طور کلی جهت تبیین الگوهای خود توضیح‌برداری از دو روش عمومی استفاده می‌شود:

۱- تحلیل چولسکی از تغییرات که دلالت بر اثر متقابل و همزمان شوک‌های بیرونی و متغیرهای درون‌زا داشته و به وسیله زنجیره علیّی والد مشخص می‌شوند. رتبه‌بندی متغیرهای درون‌زا بیان‌کننده ساختار اقتصادی منحصر به فرد پیش‌بینی شده است که از فرضیه‌های مربوط به تئوری عمومی اقتصاد پیروی می‌کند.

۲- الگوهای خود توضیح‌برداری ساختاری (SVAR) که یک الگوی منعطف و پیچیده جهت شناسایی و رتبه‌بندی مناسب متغیرها به شمار می‌رود. تبیین قیده‌های مورد استفاده در الگوهای خودتوضیح‌برداری ساختاری منعکس‌کننده فروض نظری دقیق‌تر در خصوص ساختار اقتصادی است. اما تجزیه چولسکی در خصوص تحلیل نوسانات متغیرها به این روش ارجحیت دارد (عزیزنژاد و کمیجانی، ۱۳۹۶: ۱۲۶-۱۲۷). تجزیه چولسکی به یک ترتیب علیّی دلالت می‌کند که محقق بخواهد آثار بیش از یک شوک را بررسی کند.^۲ مهم‌ترین ایراد آزمون چولسکی این است که ترتیب قرار گرفتن متغیرها باعث تغییر در نتایج علیت می‌شود. در حقیقت تجزیه چولسکی نوعی ساختار بازگشتی را به الگو تحمیل می‌کند (رضوی و سلیمی‌فر، ۱۳۹۲: ۱۹-۲۰).

۳- نتایج تجربی

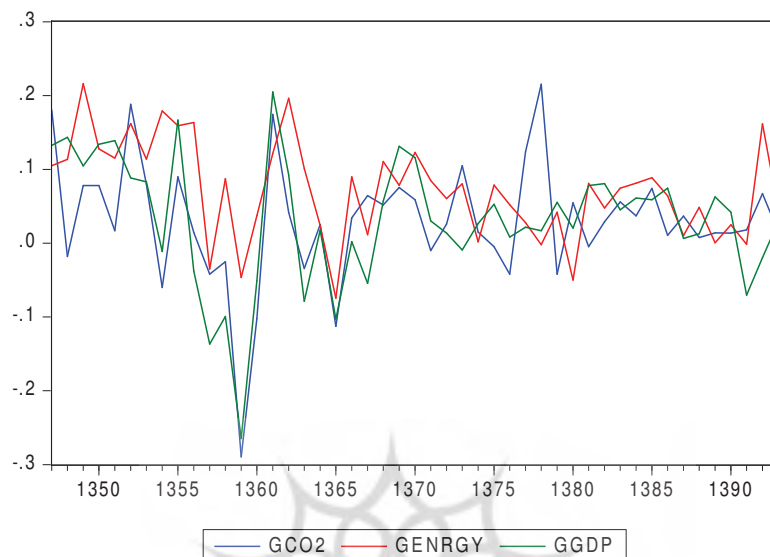
در این مطالعه داده‌های متغیرهای مورد بررسی شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ بر حسب میلیارد ریال، انتشار دی‌اکسیدکربن و میزان مصرف انرژی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام به ترتیب از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سایت ^۳WDI و ترازنامه انرژی که توسط معاونت انرژی وزارت نیرو منتشر گردیده، طی دوره ۱۳۴۷-۱۳۹۳ استخراج شده‌اند. در تخمین مدل، متغیرها را به صورت لگاریتم تعریف می‌کنیم.

1. Cholesky

2. elbourn (2008)

3. World Development Indicators

نمودار (۱) - رشد GDP (GGDP)، رشد مصرف انرژی (GENRGY)، رشد انتشار دی‌اکسید کربن (GCO2)



نمودار (۱) رشد GDP، رشد مصرف انرژی و رشد انتشار دی‌اکسید کربن را نشان می‌دهد. اول اینکه در سری زمانی متغیرها، شکست ساختاری و به عبارتی رابطه غیرخطی مشهود است و دوم اینکه هر سه متغیر روندی مثبت را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهند. متوسط رشد مصرف انرژی طی دوره مذکور ۷/۱ درصد، رشد GDP معادل ۳/۱ درصد و رشد انتشار دی‌اکسید کربن معادل ۲/۹ درصد بوده است.

۳-۱- ریشه واحد و شکست ساختاری

در گام اول آزمون ریشه واحد با هدف اطمینان از عدم حضور فرآیند میانگین بازگشتی^۱ در سری‌های مدل‌سازی شده و نیز مشخص نمودن مرتبه انباشتگی به منظور تعیین طول وقفه مناسب در آزمون تودا - یاماماتو برای انجام آزمون علیت گرنجر انجام شده است. بر اساس آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون که در جدول شماره (۱) نمایش داده شده هر سه متغیر در سطح نامانا و با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده است. بنابراین هر سه متغیر $I(1)$ می‌باشند. آزمون‌های ریشه واحد مرسوم از قبیل آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته^۲ (۱۹۷۹) و فیلیپس - پرون^۳ (۱۹۸۸) هنگام وجود شکست ساختاری در متغیرهای اقتصادی نتایج گمراه‌کننده گزارش

1. Mean Reverting Process
2. Augmented Dickey-Fuller(1979)
3. Phillips-Perron

می‌دهند (تورش به سمت عدم رد فرضیه صفر هنگامی که داده‌های سری زمانی دچار شکست ساختاری شده باشند (پرون، ۱۹۸۹). با توجه به اینکه دوره زمانی لحاظ شده برای متغیرهای پژوهش شامل مواردی همچون جنگ، تحریم، شوک ارزی و نفتی و ... است، برای ارزیابی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری استفاده می‌شود. موضوع تغییرات ساختاری اهمیت قابل توجهی در تحلیل سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارد. تحولات ساختاری در بسیاری از سری‌های زمانی، می‌تواند دلایل متعددی از قبیل بحران‌های اقتصادی، تغییر در چارچوب و ترتیبات نهادی - سازمانی، تغییرات سیاسی و حتی تغییر رژیم حکومتی داشته باشد. اگر چنین تحولات ساختاری در روند داده‌های سری زمانی مورد توجه قرار نگیرد، ممکن است نتایج تخمین به سمت عدم رد فرض غیرایستایی داده‌ها، تورش داشته باشد. لازم به ذکر است، تعیین درون‌زای یک شکست ساختاری بالقوه، لزوماً به معنی وجود یک شکست ساختاری واقعی نیست و این مسئله در حقیقت بیان‌کننده این است که اگر واقعاً شکستی رخ داده باشد، بیشترین احتمال وقوع آن در زمان تعیین شده به صورت درون‌زا خواهد بود. آزمون زیوت - اندروز در واقع تعمیم‌یافته آزمون پرون (۱۹۸۹) است که برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر جهت ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است، به طوری که هیچ شکست ساختاری وارد الگو نشود؛ در حالی که فرضیه مقابل بیان می‌کند که سری زمانی دارای روندی ایستا با یک شکست ساختاری است که در زمانی نامعلوم رخ داده است (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۴۷).

در این آزمون هر سه مدل شامل شکست عرض از مبدأ (۱)، شکست ساختاری در روند (۲) و شکست ساختاری هم در عرض از مبدأ و هم در روند (۳) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج جدول شماره (۲) نشان می‌دهد که هر سه متغیر مورد نظر دچار شکست ساختاری شده‌اند.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون

مرتب‌ه هم‌انباشتی	تفاضل مرتبه اول	سطح	نام متغیر
$I(1)$	-۲/۹۱۶	-۱/۱۱۸	$LnCo_2$
$I(1)$	-۲/۹۱۶	-۰/۹۴۳	$LnEn$
$I(1)$	-۲/۹۱۵	-۲/۴۲۲	$LnGDP$

منبع: یافته‌های تحقیق سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشد.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز ($Z - A$)

نام متغیر	آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز	مدل	شکست
$LnCO_2$	-۶/۶۰۹	۳	۱۳۵۸
$LnEN$	-۴/۸۷۵	۲	۱۳۵۵
$LnGDP$	-۵/۰۸۴	۳	۱۳۵۶

منبع: یافته‌های تحقیق سطح معنی‌داری ۵ درصد می‌باشد.

۲-۳- آزمون ثبات بلندمدت و هم‌انباشتگی آستانه‌ای

با توجه به نتایج جدول (۲)، تحلیل رابطه بلندمدت را با بررسی امکان عدم ثبات در مدل‌های بلندمدت با استفاده از آزمون عدم پایداری هانسن (۱۹۹۲) آغاز می‌کنیم. به طور مشخص، سه مدل مختلف برای ایران تخمین زده شده که در هر مدل یکی از سه متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی به عنوان متغیر وابسته و دو متغیر دیگر به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده‌اند. همچنین برای هر مدل، دو تصریح استفاده می‌شود. یک بار مدل با روند و جمله ثابت و یک بار فقط با جمله ثابت در نظر گرفته می‌شود. فرضیه صفر آزمون ثبات هانسن بیانگر ثبات رابطه بلندمدت طی زمان است؛ در حالی که فرضیه مقابل نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت ناپایدار است. به عبارت دیگر، رد فرضیه صفر نشانگر این است که فرض ثبات بلندمدت رابطه هم‌انباشتگی نمی‌تواند پذیرفته شود (Hansen, 1992). بر اساس نتایج جدول شماره (۳)، در صورتی که سه متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، انتشار دی‌اکسیدکربن و مصرف انرژی به طور جداگانه به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شوند، در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، فرضیه صفر مبنی بر رابطه بلندمدت بین آن‌ها را نمی‌توان رد نمود. اعداد داخل کروشه در جدول شماره (۳) نشان‌دهنده احتمال عدم رد فرضیه صفر می‌باشد که چون تمامی احتمال‌های به دست آمده بالاتر از ۵ درصد هستند، بنابراین فرضیه صفر آزمون ثبات پارامترهای هانسن را نمی‌توان رد نمود.

جدول (۳): نتایج آزمون عدم ثبات پارامترهای هانسن (۱۹۹۲)

متغیرهای وابسته		
$LnEN$	$LnGDP$	$LnCO_2$
0.546{0.0868}(t)	0.338{0.2}(t)	0.376{>0.2}(t)

منبع: یافته‌های تحقیق. {...} بیانگر احتمال آماره LC و t بیانگر معنی‌داری روند خطی مدل می‌باشد.

این نکته تأکید می‌شود که آماره LC^1 گزارش شده برای آزمون ناپایداری، نمی‌تواند حضور یا عدم حضور تغییرات رژیم را لحاظ کند و تنها آزمون می‌کند که آیا مدل تصریح شده در اصل پایدار است یا ناپایدار. بنابراین جهت تجزیه و تحلیل دقیق‌تر با توجه به امکان تغییر رژیم در بلندمدت، لازم است تا از مدل مناسب‌تری جهت هم‌انباشتگی آستانه‌ای استفاده شود. به همین دلیل از آزمون گریگوری - هانسن برای بررسی روابط هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها با حضور اثرات آستانه‌ای استفاده شده است. بدین منظور ۳ مدل مختلف تغییر در سطح (مدل ۵)، تغییر سطح با روند (مدل ۶) و تغییر رژیم (مدل ۷) تخمین زده می‌شود که در هر مرحله یکی از متغیرها به عنوان متغیر درون‌زا در نظر گرفته شده در حالی که دو متغیر دیگر به صورت متغیر برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. این به معنای بررسی اثرات بلندمدت متغیرها بر یکدیگر و در نتیجه پویایی کوتاه‌مدت بین آن‌ها است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر عدم هم‌انباشتگی آستانه‌ای و فرضیه مقابل بیانگر هم‌انباشتگی آستانه‌ای می‌باشد.

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌انباشتگی گریگوری - هانسن (۱۹۹۶-ا)

متغیر های وابسته									
آماره ADF	LnEn			LnGDP			LnCO ₂		
	Model5	Model6	Model7	Model5	Model6	Model7	Model5	Model6	Model7
	-۴/۲۷۹	-۴/۴۸۹	-۴/۰۹۶	-۷/۱۴۶	-۷/۱۰۱	-۷/۷۵۴	-۷/۵۰۳	-۶/۸۸۱	-۵/۶۰۲
وقفه بهینه	۴	۱۰	۱	۴	۱۰	۱۰	۷	۷	۱
سال شکست	۱۳۵۶	۱۳۶۷	۱۳۵۶	۱۳۵۸	۱۳۵۸	۱۳۷۱	۱۳۵۷	۱۳۵۷	۱۳۵۷

منبع: یافته‌های تحقیق. مقادیر بحرانی برای هر یک از سه مدل‌های ۵ و ۶ و ۷ توسط گریگوری - هانسن به ترتیب برابر ۴/۹۲-، ۵/۲۹- و ۵/۵۰- می‌باشد. وقفه بهینه با استفاده از معیار آکاییک به دست آمده است.

نتایج هم‌انباشتگی آستانه‌ای در جدول شماره (۴) گزارش شده است. اگر مصرف انرژی به عنوان متغیر درون‌زا در مدل‌های (۵) تا (۷) در نظر گرفته شود، به دلیل اینکه آماره دیکه فولر

۱. هانسن (۱۹۹۲) استفاده از آماره LC که از تئوری آزمون ضرایب لاگرانژ ناشی می‌شود را برای آزمون ناپایداری پارامتر به منظور ارزیابی ثبات پارامترها، پیشنهاد می‌دهد.

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۲۵

آن در هر سه مدل کمتر از مقدار بحرانی آماره گریگوری - هانسن شده، بنابراین نمی‌توان عدم هم‌انباشتگی آستانه‌ای را رد نمود. اما اگر متغیر درون‌زا، تولید ناخالص داخلی حقیقی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن در نظر گرفته شود، چون آماره آزمون دیکی فولر آن‌ها در هر سه مدل (۵) تا (۷) بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آماره گریگوری - هانسن می‌باشد، بنابراین فرضیه مقابل مبنی بر وجود هم‌انباشتگی آستانه‌ای را نمی‌توان رد نمود. با این نتایج، و با توجه به اینکه مدل شماره (۵)، (۶) و (۷) هر سه معنی‌دار هستند؛ بنابراین، در گام بعدی مدل شماره (۷) برای دو متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی و انتشار دی‌اکسیدکربن تخمین زده شده است. نتایج مربوط به تخمین این دو مدل در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول (۵): نتایج کشش بلندمدت همراه با تغییر در رژیم

(تخمین پارامترهای مدل ۷)

پارامترهای مدل	LnCO_2 (سال شکست: ۱۳۵۷)	LnGDP (سال شکست: ۱۳۷۱)
μ_1	-۷/۱۹۱ (۱۰/۵۶)	۱۱/۲۹۳ (۱۲۵/۸۵۶)
μ_2	-۴/۲۴۵ (۳/۱۰۴)	-۱/۵۹۷ (-۱/۵۸۷)
α_1, LnEn	-۰/۰۴۶ (۲/۴۵۸)	-۰/۱۳۳ (۵/۲۵۵)
α_1, LnGDP	-۰/۶۰۷ (۷/۶۴۴)	-
α_1, LnCO_2	-	۱/۲۹۱ (۲۱/۳۴۷)
α_2, LnEn	-۰/۰۱۷ (۰/۱۲۹)	۰/۴۴۴ (۲/۰۶۶)
α_2, LnGDP	-۰/۳۱۰ (۲/۱۹۱)	-
α_2, LnCO_2	-	-۰/۹۱۹ (۳/۶۲)
R^2 درصد	۹۸/۶۰	۹۸/۳۰
F -Statistic	۴۱۹	۵۸۴/۵۵
$\text{Prob}(F - \text{Stat})$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق * اعداد داخل پرانتز قدر مطلق آماره آزمون t می‌باشد.

بیانگر اثر بلندمدت مصرف انرژی بر GDP یا CO_2 قبل از تاریخ شکست ساختاری است. $\alpha_1, LnEn$

بیانگر اثر بلندمدت تولید ناخالص داخلی حقیقی بر En یا CO_2 قبل از تاریخ شکست ساختاری است. $\alpha_1, LnGDP$

بیانگر اثر بلندمدت انتشار دی‌اکسیدکربن بر En یا GDP قبل از تاریخ شکست ساختاری است. $\alpha_1, LnCO_2$

بیانگر اثر بلندمدت مصرف انرژی بر GDP یا CO_2 در تاریخ شکست ساختاری است. $\alpha_2, LnEn$

بیانگر اثر بلندمدت تولید ناخالص داخلی حقیقی بر En یا CO_2 در تاریخ شکست ساختاری است. $\alpha_2, LnGDP$

بیانگر اثر بلندمدت انتشار دی‌اکسیدکربن بر En یا GDP در تاریخ شکست ساختاری است. $\alpha_2, LnCO_2$

نتایج جدول شماره (۵) در دو حالت قابل تحلیل است: در حالت اول، اگر متغیر وابسته را رشد اقتصادی در نظر بگیریم، آنگاه ضرایب بلندمدت قبل از تاریخ شکست ساختاری (۱۳۷۱) برای دو متغیر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و میزان مصرف انرژی به ترتیب برابر ۱/۲۹۱ درصد و ۰/۱۳۳ درصد و در تاریخ شکست برای دو متغیر میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و میزان مصرف انرژی به ترتیب ۰/۹۱۹- درصد و ۰/۴۴۴ درصد به دست آمده است. به عبارت دیگر طی سال‌های ۱۳۴۷-۱۳۷۱، افزایش مصرف انرژی باعث افزایش رشد GDP معادل ۰/۱۳۳ درصد گردیده (کشش بلندمدت قبل از تاریخ شکست معادل ۰/۱۳۳ درصد بوده است) و در تاریخ شکست ساختاری باعث افزایش رشد GDP معادل ۰/۴۴۴ درصد شده است که بیانگر اثر آستانه‌ای مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی با شیب بالاتر است. از طرف دیگر، به ازای یک درصد افزایش در انتشار دی‌اکسیدکربن، GDP به میزان ۱/۲۹۱ درصد افزایش داشته است. (کشش بلندمدت قبل از تاریخ شکست معادل ۱/۲۹۱ درصد بوده است) اما کشش بلندمدت رشد GDP نسبت به میزان انتشار دی‌اکسیدکربن در تاریخ شکست (۱۳۷۱) معادل ۰/۹۱۹- درصد به دست آمده است. همچنین اثر متغیر دامی که با ضریب μ_2 نمایش داده شده، در تاریخ شکست معادل ۱/۵۹۷- محاسبه گردیده که اثر منفی آن بیانگر اثر منفی عرض از مبدأ در زمان انتقال و تغییر رژیم می‌باشد. همچنین، اثر عرض از مبدأ

قبل از انتقال رژیم که با نماد μ_1 نمایش داده شده، معادل $11/293$ دست آمده که با توجه به عرض از مبدأ محاسبه شده در دوره انتقال رژیم معادل $1/597$ ، بیانگر معنی‌داری انتقال در رژیم هم در سطح و هم در روند می‌باشد. از طرفی دیگر، حاصل جمع α_1 و α_2 که نشان‌دهنده اثر کل انتقال بعد از تغییر رژیم است، به ترتیب برای مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن معادل $0/577$ و $0/372$ می‌باشد. این نتیجه بیانگر آن است که در بلندمدت یک درصد افزایش در مصرف انرژی باعث افزایش رشد GDP معادل $0/577$ درصد خواهد شد. همچنین، یک درصد افزایش در انتشار آلاینده با افزایش رشد GDP معادل $0/372$ درصد همراه بوده است.

حالت دوم، اگر متغیر وابسته را میزان انتشار دی‌اکسید کربن در نظر بگیریم، آنگاه کشش بلندمدت قبل از شکست و در تاریخ شکست ساختاری (1357) برای رشد اقتصادی به ترتیب برابر $0/607$ و $0/310$ درصد به دست آمده است. به عبارت دیگر یک درصد افزایش در رشد GDP قبل از نقطه شکست باعث افزایش انتشار دی‌اکسید کربن معادل $0/607$ درصد و در لحظه شکست ساختاری نیز یک درصد افزایش در رشد GDP باعث افزایش انتشار دی‌اکسید کربن معادل $0/310$ درصد شده است. بنابراین در بلندمدت، علاوه بر معنی‌داری هم‌انباشتی بین انتشار دی‌اکسید کربن با تولید ناخالص داخلی، هم‌انباشتی آستانه‌ای نیز را نمی‌توان رد نمود. از طرفی دیگر، با توجه به نتایج جدول (۵) و در نظر گرفتن مصرف انرژی به عنوان متغیر مستقل، ضریب کشش بلندمدت قبل از شکست ساختاری معادل $0/046$ و معنی‌دار در سطح ۵ درصد به دست آمده است. به عبارت دیگر، طی سال‌های $1347-1357$ به ازای یک درصد افزایش مصرف انرژی، میزان انتشار دی‌اکسید کربن $0/046$ درصد افزایش یافته اما در سال شکست ساختاری معادل $0/017$ - درصد و بی‌معنی در سطح ۵ درصد به دست آمده است. در این حالت نیز اثر ضریب متغیر موهومی در دوره انتقال رژیم که با ضریب μ_2 نمایش داده شده معادل $4/245$ - و در سطح ۵ درصد معنی‌دار به دست آمده است که علامت منفی آن در قالب مشکلات ناشی از انقلاب در سال 1357 قابل تفسیر بوده و بیانگر اثر منفی عرض از مبدأ در زمان انتقال و تغییر رژیم می‌باشد. همچنین، اثر عرض از مبدأ قبل از انتقال رژیم که با نماد μ_1 نمایش داده شده، معادل $7/191$ - درصد به دست آمده که با توجه به عرض از مبدأ محاسبه شده در دوره انتقال رژیم، بیانگر معنی‌داری انتقال در رژیم هم در سطح و هم در روند می‌باشد.

۳-۳- آزمون علیت تودا - یاماموتو

در این بخش با استفاده از آزمون علیت تودا - یاماموتو، به بررسی پویای‌های علی کوتاه مدت بین سه متغیر مورد بحث پرداخته شده است. انجام آزمون علیت تودا - یاماموتو نیازمند آزمون مدل VAR تعمیم‌یافته با وقفه $k+d$ از متغیرهای درون‌زا می‌باشد که d اشاره به مرتبه انباشتگی هر سری و k امین وقفه به وسیله معیار انتخاب مرتبه وقفه بعد از تخمین مدل VAR نامقید به دست می‌آید. با توجه به جدول (۱)، مرتبه انباشتگی هر سه متغیر برابر یک می‌باشد. همچنین بر اساس تخمین مدل VAR نامقید، مرتبه k با استفاده از پنج معیار آکاییک، شوارتز-بیزین، $LR-Test$ ، خان - کوبین و معیار FPE در سطح معنی‌داری ۵ درصد برابر یک به دست آمده که نتایج در جدول (۶) گزارش شده است. بنابراین مرتبه مدل VAR تعمیم‌یافته با وقفه $k+d$ برابر ۲ به دست آمد. نتایج آزمون علیت تودا - یاماموتو با مدل VAR تعمیم‌یافته با وقفه $k+d$ در جدول (۷) گزارش شده است. لازم به ذکر است در جدول شماره (۶)، خروجی نرم‌افزار برای تعیین وقفه بهینه تا ۵ وقفه محاسبه و گزارش شده است که وقفه بهینه در سطح معنی‌داری ۵ درصد توسط نرم افزار، وقفه اول می‌باشد.

جدول (۶): نتایج محاسبه وقفه بهینه مدل VAR تعمیم‌یافته

وقفه بهینه Lag	LR	FPE	AIC	SBC	HQ
۰	-	۰/۰۰۰۳۷۱	۰/۶۱۴	۰/۷۲۸	۰/۶۵۷
*۱	۴۲۷/۵۵	۵/۹۲	-۸/۱۲	-۷/۶۷	-۷/۹۵
۲	۱۴/۹۷	۶/۰۲	-۸/۱۳	-۷/۶۸	-۷/۹۶
۳	۱۰/۲۹	۶/۷۳	-۸/۰۱۵	-۶/۸۸	-۷/۵۸
۴	۱۶/۵۲	۶/۳۲	-۸/۰۹۷	۶/۶۲	-۷/۵۳
۵	-۵/۴۹	-۷/۹۴	-۷/۹۰	-۶/۰۸	-۷/۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق*وقفه بهینه در سطح معنی‌داری ۵ درصد

LR آماره لاگرانژ FPE خطای نهایی پیش‌بینی، AIC آماره آکاییک، SBC آماره شوارتز - بیزین و HQ آماره خان - کوبین است.

جدول (۷): نتایج آزمون علیت تودا - پاماموتو

تفسیر	متغیر مستقل	متغیر وابسته	شماره مدل	احتمال تأیید فرضیه صفر	مقدار آماره آزمون F^2
جهت علیت از رشد GDP به مصرف انرژی رد نمی‌شود.	رشد GDP	مصرف انرژی	۸	۰/۰۱۰	۹/۱۶
جهت علیت از مصرف انرژی به رشد GDP رد نمی‌شود.	مصرف انرژی	رشد GDP	۹	۰/۰۰۰۱	۱۱/۲۸
جهت علیت از انتشار دی‌اکسید کربن به مصرف انرژی تأیید نمی‌شود.	انتشار دی‌اکسید کربن	مصرف انرژی	۸	۰/۹۸۳	۰/۰۳۵
جهت علیت از مصرف انرژی به انتشار دی‌اکسید کربن رد نمی‌شود.	مصرف انرژی	انتشار دی‌اکسید کربن	۱۰	۰/۰۲۵۴	۷/۳۴۸
جهت علیت از انتشار دی‌اکسید کربن به رشد GDP تأیید نمی‌شود.	انتشار دی‌اکسید کربن	رشد GDP	۹	۰/۴۵۳	۱/۵۸۳
جهت علیت از رشد GDP به انتشار دی‌اکسید کربن رد نمی‌شود.	رشد GDP	انتشار دی‌اکسید کربن	۱۰	۰/۰۰۰	۱۵۱/۲۳

منبع: یافته‌های تحقیق، اعداد داخل (...) بیانگر احتمال عدم رد فرضیه صفر است.

نتایج جدول شماره (۷) بیانگر این مطلب است که اولاً، رشد GDP علت انتشار دی‌اکسید کربن بوده است. به عبارت دیگر جهت علیت از سمت رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی به سمت انتشار دی‌اکسید کربن بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد که رشد GDP بالا منجر به تخریب محیط زیست می‌شود. به عبارت دیگر اکثر فعالیت‌های اقتصادی شامل انتشار آلاینده می‌گردد. این نتیجه از جهتی یک عامل محدود کننده بر رشد GDP تحمیل می‌کند. بدین معنا که تلاش برای رشد سریع GDP ، پیامدهای جدی بر کیفیت محیط زیست دارد. بنابراین تقویت سیاست‌های زیست محیطی سخت‌گیرانه باید دنبال شود. در غیر این صورت این اطمینان خواهد بود که منافع حاصل از رشد GDP به وسیله اثرات منفی تخریب محیط زیست در کاهش کیفیت زندگی و در نتیجه بهره‌وری پایین از بین خواهد رفت.

ثانیاً، بین رشد GDP و مصرف انرژی رابطه‌ای دوسویه برقرار بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد که تلاش برای رشد سریع GDP ، تقاضا برای انرژی و لذا نیاز به گسترش عرضه کارای انرژی را به دنبال خواهد داشت. از سوی دیگر مصرف انرژی یک عامل کلیدی رشد GDP است زیرا انرژی یک نهاده مهم در فرآیند تولید است. بررسی شاخص‌هایی مانند شدت انرژی و

ضریب انرژی حاکی از عدم کارایی مصرف انرژی در ایران است. شدت انرژی شاخصی جهت تعیین کارایی انرژی بوده و از حاصل تقسیم مصرف نهایی انرژی (عرضه اولیه انرژی) بر GDP به دست می‌آید. بر اساس آمارهای منتشره توسط وزارت نیرو در ترازنامه انرژی سال‌های مختلف، میزان شدت انرژی از ۴۷٪ در سال ۱۳۷۰ به میزان ۵۶٪ در سال ۱۳۹۲ رسیده که به طور متوسط رشد سالانه ۵۰٪ درصد را نشان می‌دهد. روند افزایشی شدت انرژی در کنار رشد پایین اقتصادی، حاکی از پایین بودن بهره‌وری مصرف انرژی در کشور است.

شاخص دیگری که رابطه بین مصرف انرژی و سطح تولید را نشان می‌دهد، ضریب انرژی نام دارد. مقدار این شاخص با عدد یک مقایسه می‌شود. هر چه شاخص مذکور بزرگ‌تر از یک باشد، بیانگر میزان بالای رشد مصرف نهایی انرژی و یا پایین بودن نرخ رشد GDP و یا ترکیبی از این دو حالت می‌باشد. بر اساس آمارهای منتشره توسط آژانس بین‌المللی انرژی هر چند ضریب انرژی در کشور رو بهبود گذاشته و به عنوان مثال از ۲/۴۹ در دوره ۱۹۸۲-۱۹۹۲ به ۱/۴۸ در دوره ۱۹۹۲-۲۰۰۲ و ۱/۰۳ در دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۲ رسیده، اما همچنان از عدد یک بالاتر است. هر چند طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۶۹ به دلیل مشکلات ناشی از جنگ تحمیلی و نرخ رشد منفی اقتصادی، میزان ضریب انرژی به ۱۳/۴۳- رسیده است.

با توجه به نتایج مدل و همچنین واقعیات آشکار شده اقتصاد ایران در حوزه مصرف نهایی انرژی و رشد اقتصادی، به طور مشخص بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ارتباط معنی‌داری وجود دارد. بنابراین، رشد بالاتر اقتصادی در کنار بهینه‌سازی مصرف انرژی با هدف کاهش مصرف نهایی انرژی امری ضروری و اجتناب‌ناپذیر بوده که می‌بایستی مورد توجه سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان کشور قرار گیرد. بدین منظور باید افزایش بهره‌وری انرژی، کاهش شدت انرژی و ضریب انرژی در کنار افزایش رشد اقتصادی را با جدیت در برنامه‌های مختلف توسعه اقتصادی دنبال نمود تا از این طریق ضمن حفظ رشد اقتصادی بالا، به هدف کاهش انتشار CO_2 دست یافت. دستیابی به اهداف فوق مستلزم سرمایه‌گذاری در فن‌آوری‌های کارآمد و پاک (در هر دو طرف تولید و مصرف) برای ایجاد رشد سبز است.

ثالثاً، مصرف انرژی علت انتشار دی‌اکسیدکربن بوده است. این نتیجه حاکی از آن است که تقاضای انرژی نقش معکوس بر محیط زیست از طریق افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن بر جای می‌گذارد. به عبارت دیگر این نتیجه سازگار با این دیدگاه است که مصرف انرژی عامل اصلی انتشار دی‌اکسیدکربن است و در نتیجه کاهش مصرف انرژی به ویژه سوخت‌های فسیلی، یک

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۳۱

گزینه مناسب در جهت کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن است. از این رو افزایش کارایی در استفاده از انرژی و نیز سرمایه‌گذاری در منابع تولید انرژی سازگار با محیط زیست به منظور کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن باید دنبال شود.

۳-۴- آزمون علیت همزمانی با روش تجزیه چولسکی

در این بخش با استفاده از تجزیه چولسکی به بررسی علیت همزمانی می‌پردازیم. با توجه به وجود سه متغیر درون‌زا، شش حالت قابل تصور بوده که نتایج آن به شرح جداول شماره (۸) تا (۱۳) گزارش شده است. در صورتی که حاصل تقسیم مقدار قدرمطلق آماره چولسکی بر انحراف از معیار آن در هر دوره زمانی مورد نظر بزرگ‌تر از ۲ باشد، آنگاه از نظر آماری معنی‌دار بوده و به این مفهوم است که هر گونه شوکی که به متغیر مورد نظر وارد شود، عاملی برای تغییر سایر متغیرها در دوره مورد بررسی تفسیر می‌شود.

نتیجه آزمون علیت همزمانی بیانگر علیت دو طرفه بین رشد GDP و مصرف انرژی، علیت یک طرفه از رشد GDP به انتشار دی‌اکسیدکربن و رابطه علی یک سویه از مصرف انرژی به انتشار دی‌اکسیدکربن بوده است. در کلیه جداول شماره (۸) تا (۱۳)، اثر علی هر متغیر به سمت متغیر دیگر در دوره اول مورد بررسی قرار گرفته است.

جدول (۸): آزمون چولسکی با ترتیب: $LnGDP - LnCO_2 - LnEn$

	شوکی وارد شده بر متغیر	$LnCO_2$	$LnEn_t$	$LnGDP_t$
پاسخ به شوکی	$LnCO_2$	۱۰/۳۰	صفر	۱۰/۱۵
	$LnEn_t$	-۱۰/۴۶	-۱۰/۴۳	۸/۸۰
	$LnGDP_t$	صفر	صفر	۱۰/۳۲

منبع: محاسبات محقق

جدول (۹): آزمون چولسکی با ترتیب: $LnGDP - LnEn - LnCO_2$

	شوکی وارد شده بر متغیر	$LnCO_2$	$LnEn_t$	$LnGDP_t$
پاسخ به شوکی	$LnCO_2$	-۱۰/۲۶	-۲/۵۳	-۱۰/۱۵
	$LnEn_t$	۰/۵۳	۱۰/۴۳	صفر
	$LnGDP_t$	صفر	-۸/۸۰	-۱۰/۳۲

منبع: محاسبات محقق

نتیجه جداول (۸) و (۹) با توجه به نحوه ترتیب قرار گرفتن سه متغیر درون‌زا، بیانگر علیت دو طرفه بین رشد GDP و مصرف انرژی، علیت یک طرفه از رشد GDP به انتشار دی‌اکسیدکربن و علیت یک طرفه از مصرف انرژی به انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشد.

جدول (۱۰): آزمون چولسکی با ترتیب: $LnEn - LnGDP - LnCO_2$

	شوگ وارده بر متغیر	$LnCO_2$	$LnEn_t$	$LnGDP_t$
پاسخ به شوگ	$LnCO_2$	-۱۰/۲۶	۸/۸۶	-۹/۳۷
	$LnEn_t$	صفر	-۱۰/۲۹	۲/۵۶
	$LnGDP_t$	صفر	۸/۸۷	-۱۰/۳۶

منبع: محاسبات محقق

جدول (۱۱): آزمون چولسکی با ترتیب: $LnEn - LnCO_2 - LnGDP$

	شوگ وارده بر متغیر	$LnCO_2$	$LnEn_t$	$LnGDP_t$
پاسخ به شوگ	$LnCO_2$	-۱۰/۶۹	۶/۰۳	-۱۰/۱۵
	$LnEn_t$	صفر	-۱۰/۴۶	-۲/۶۲
	$LnGDP_t$	صفر	۷/۲۴	-۱۰/۵۶

منبع: محاسبات محقق

نتیجه جداول (۱۰) و (۱۱) با توجه به ترتیب قرار گرفتن سه متغیر درون‌زا، بیانگر علیت دو طرفه بین رشد GDP و مصرف انرژی، علیت یک طرفه از رشد GDP به انتشار دی‌اکسیدکربن و علیت یک طرفه از مصرف انرژی به انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشد.

جدول (۱۲): آزمون چولسکی با ترتیب: $LnCO_2 - LnGDP - LnEn$

	شوگ وارده بر متغیر	$LnCO_2$	$LnEn_t$	$LnGDP_t$
پاسخ به شوگ	$LnCO_2$	-۱۰/۲۱	صفر	-۳/۵۱
	$LnEn_t$	۰/۱۷	-۱۰/۴۶	۷/۰۹
	$LnGDP_t$	-۰/۵۳	۶/۵۵	-۱۰/۴۲

منبع: محاسبات محقق

جدول (۱۳): آزمون چولسکی با ترتیب: $LnCO_2 - LnEn - LnGDP$

	شوک وارده بر متغیر	$LnCO_2$	$LnEn_t$	$LnGDP_t$
پاسخ به شوک	$LnCO_2$	-۱۰/۲۵	صفر	صفر
	$LnEn_t$	۰/۶۷	-۱۰/۴۳	-۶/۵۳
	$LnGDP_t$	-۰/۲۱	۲/۷۵	-۱۰/۴۶

منبع: محاسبات محقق

نتیجه جداول (۱۲) و (۱۳) با توجه به ترتیب قرار گرفتن سه متغیر درون‌زا، بیانگر علیت دوطرفه بین رشد GDP و مصرف انرژی، علیت یک طرفه از رشد GDP به انتشار دی اکسید کربن می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این مقاله با در نظر گرفتن سه متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی، انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۷ در اقتصاد ایران به بررسی هم‌انباشتگی آستانه‌ای و علیت پویا بین سه متغیر یاد شده پرداخته شد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که خالص اثر کل ناشی از انتقال رژیم و به عبارتی جمع کشش بلندمدت برای دو متغیر وابسته رشد اقتصادی و انتشار آلاینده $(\alpha_1 + \alpha_2)$ مثبت بوده که بیانگر تغییر ساختاری در بلندمدت است. همچنین، تغییرات ساختاری دارای اثر اقتصادی از کانال متغیر GDP و اثر زیست محیطی از کانال متغیر CO_2 و EN بوده است. نتایج آزمون علیت تودا - یاماموتو بیانگر علیت یک طرفه از رشد اقتصادی و مصرف انرژی به انتشار آلاینده است. همچنین نتایج آزمون علیت، بیانگر علیت دو طرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی بوده است. بنابراین، با عنایت به این مسئله که مهم‌ترین آلاینده‌ای که اثر منفی بر کره زمین دارد، دی اکسید کربن بوده، پیشنهاد می‌گردد که اولاً اقدامات لازم جهت اصلاح روش‌های تولید با حمایت از توسعه سریع‌تر تکنولوژی‌های برتر از طریق پرداخت یارانه به خصوص بخش‌هایی که از مصرف انرژی بالایی برخوردار هستند، صورت گیرد تا از این طریق میزان انتشار CO_2 کاهش یابد. در اینجا سرمایه‌گذاری و مشوق‌های سیاستی در توسعه منابع انرژی جایگزین همچون انرژی خورشیدی، انرژی بادی و سوخت‌های زیستی (بیوگاز)^۱ به منظور پاسخگویی به تقاضای رو به رشد انرژی و با هدف تضمین پایداری

محیط زیست پیشنهاد می‌گردد. ثانیاً، روش‌های بهبود بهره‌وری و کارایی مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی مدنظر سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان قرار گرفته و در این رهگذر، مبانی قانونی لازم در قوانین پنج ساله توسعه در نظر گرفته شود.

منابع

الف - فارسی

۱. آرمین، سیدعزیز و زارع، روح‌الله؛ «بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۱»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۴، دوره ۷، شماره ۲۴.
۲. آل عمران، رویا؛ پناهی، حسین؛ کبیری، زهرا؛ «بررسی و تعیین رابطه علی بین رشد اقتصادی، انتشارات CO_2 »، مصرف انرژی و نسبت اشتغال در ایران، نشریه علمی پژوهشی جغرافیا و برنامه‌ریزی، ۱۳۹۲، سال ۱۷، شماره ۴۵.
۳. اسدی کیا، هیوا و دیگران؛ «رابطه رشد اقتصادی و آلودگی هوا در ایران با نگاهی بر تأثیر برنامه‌های توسعه»، مجله محیط‌شناسی، ۱۳۸۸، شماره ۵۱.
۴. افقه، سید مرتضی، محمدی، عذرا و بیانی، عذرا؛ رابطه علی میان انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و تولید در ایران (به روش تودا و یاماموتو)، اولین کنفرانس ملی راهکارهای دستیابی به توسعه پایدار.
۵. بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین؛ قزوینیان، محمدحسین؛ شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۴)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۳۸۸، دوره ۹، شماره ۳.
۶. ترازنامه انرژی، معاونت وزارت نیرو، ترازنامه سال‌های مختلف.
۷. حیدری، پیمان و رنجبر فلاح، محمدرضا؛ «رابطه رشد اقتصادی و آلودگی ناشی از گازهای گلخانه‌ای در کشورهای عمده اوپک با استفاده از روش پانل دیتا»، فصلنامه علمی محیط زیست، ۱۳۹۳، شماره ۵۲.
۸. جعفری صمیمی، احمد؛ محمدی خیاره، محسن؛ «رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی: شواهد جدید در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۳۹۳، سال چهاردهم، شماره ۲.
۹. خلیلی عراقی، منصور؛ شرزهای، غلامعلی؛ برخوردار، سجاد؛ «تحلیل تجزیه انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف انرژی در ایران»، ۱۳۹۱، محیط‌شناسی، سال سی و هشتم، شماره ۶۱.
۱۰. رضوی، سید عبدالله؛ سلیمی‌فر، مصطفی؛ «اثر جهانی شدن اقتصاد بر رشد اقتصادی با استفاده از روش خود توضیحی برداری»، فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی شدن، ۱۳۹۲، شماره ۹.

پویایی‌های علی بین تولید، تقاضای انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران: یک تحلیل آستانه‌ای ۳۵

۱۱. صمدی، سعید و یارمحمدیان، ناصر؛ «تخمین منحنی محیط زیست کوزنتس (EKC) با روش هم‌جمعی کسری»، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی، ۱۳۹۱، شماره ۵.
۱۲. عباسی نژاد، حسین؛ گودرزی فراهانی، یزدان؛ جلیلی کامجو، سید پرویز؛ «ارزیابی تأثیر ناسازگاری زمانی بر تورم در ایران با رویکرد FOMC»، مجله علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی، ۱۳۹۵، شماره ۱۶.
۱۳. عزیزنژاد، صمد؛ کمیجانی، اکبر؛ «تغییرات نرخ ارز و اثر نوسانات متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۳۹۶، سال ۱۷، شماره ۱.
۱۴. کهنسال، محمدرضا؛ شایان مهر، سمیرا؛ «آثار متقابل مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست: کاربرد الگوی معادلات همزمان فضایی داده‌های تابلویی، پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۳۹۵، سال پنجم، شماره ۱۹.
۱۵. گزارش مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، اظهار نظر کارشناسی درباره: «لایحه موافقت‌نامه پاریس»، ۱۳۹۵، دوره دهم، شماره ثبت ۱۸۰.
۱۶. محمد باقری، اعظم؛ «بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۳۸۹، سال هفتم، شماره ۲۷.
۱۷. محمدی، تیمور؛ ناظمیان، حمید و نصرتیان نسب، محسن؛ «رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران: تحلیلی از مدل‌های علیت خطی و غیرخطی»، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی، ۱۳۹۱، سال دوم، شماره ۵.
۱۸. مسنن مظفری، مهدیه و صبوحی، محمود؛ «بررسی منحنی زیست محیطی کوزنتس در ایران با استفاده از سیستم معادلات همزمان»، فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست، ۱۳۹۲، دوره ۱۵، شماره ۳.
۱۹. مزینی امیر حسین و دیگران؛ «بازتعریف رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران رویکرد بخشی - استانی»، ۱۳۹۴، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال نهم، شماره ۲.
۲۰. مهدوی عادل، محمد حسین؛ قنبری، علیرضا؛ «تجزیه و تحلیل رابطه هم‌جمعی و علیت میان انتشار دی‌اکسیدکربن، تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران»، فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۳۹۲، سال دوم، شماره ۹.

ب- لاتین

21. Adom, P.K., Bekoe, W., Amuakwa-Mensah, F., Mensah, J.T., Botchway, E., 2012, "Carbon dioxide emissions, economic growth, industrial structure, and technical efficiency, empirical evidence from Ghana, Senegal, and Morocco on the causal dynamics", Energy, No. 47.

22. Ahmad A., et al., 2016, "**Carbon emissions, energy consumption and economic growth**", An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy, Energy Policy, No. 96.
23. Apergis, N., Payne, J.E., 2010, "**The emissions, energy consumption and growth nexus, evidence from the commonwealth of independent states**", Energy Policy, No. 38.
24. Chontanawat, J., Hunt, L.C., Pierce, R., 2008, "**Does energy consumption cause economic growth?, Evidence from systematic study of over 100 countries**", J. Policy Model, No. 30.
25. Cole, M.A., 2007, "**Corruption, income and the environment: an empirical analysis**", Ecol, Econ, No. 62.
26. Ezzo, L.J., 2010, "**Threshold cointegration and causality relationship between energy use and growth in seven African countries**", Energy Econ, No. 32.
27. Gregory, A.W., Hansen, B.E., 1996a, "**Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts**", J. Econometrics, No. 70.
28. Hansen, B.E., 1992, "**Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes**", J. Bus. Econ, Stat, No. 10.
29. Huang B.N, Hwang M.J, Yang C.W, 2008, "**Does more energy consumption bolster economic growth?**", An application of the nonlinear threshold regression model, Energy Policy, No. 36.
30. Kareem, S.D, Kari F, Alam G.M, Adewale A and Oke O.K, 2012, "**Energy Consumption, Pollutant Emissions and Economic Growth**", China Experience, The International Journal of Applied Economics and Finance, No. 6.
31. Mensah, j., 2014, "**Carbon emissions, energy consumption and output**", A threshold analysis on the causal dynamics in emerging African economies Justice, Energy Policy, No. 70.
32. Toda, H.Y., Yamamoto, T., 1995, "**Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes**", J. Econometrics, No. 66.
33. Zivot, E., Andrews, D.W.K., 1992, "**Further evidence on the great crash**", the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, J. Bus. Econ, Stat, No. 10.