

تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای پیشرفته: شواهدی از هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر CUP-FM

احمد اسدزاده^۱

دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز
assadzadeh@gmail.com

زهرا جلیلی

دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز، jalili.zahra.87@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۴/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۳/۱۳

چکیده

میزان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر به شدت به سطح فعالیت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی آن کشور مرتبط است. سوخت‌های فسیلی به دلیل تجدیدناپذیری، ایجاد آلودگی‌های زیست‌محیطی و عدم امنیت در عرضه به مرور توسط انرژی‌های تجدیدپذیر جایگزین شده‌اند. به دلیل اهمیت موضوع، در این پژوهش با استفاده از داده‌های سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲، به بررسی رابطه بلندمدت بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای پیشرفته با در نظر گرفتن وابستگی مقطعی در آزمون ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی وسترلاند پرداخته شده است. نتایج، حاکی از برقراری رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی است به صورتی که با افزایش یک درصد در رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر ۱/۲۳ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه بیانگر ضرورت توجه هر چه بیش‌تر به سیاست‌گذاری‌های منظم در ارتباط با سرمایه‌گذاری بر روی انرژی‌های تجدیدپذیر است.

طبقه‌بندی JEL: Q20, Q29, O40

کلید واژه‌ها: انرژی‌های تجدیدپذیر، رشد اقتصادی، وابستگی مقطعی، هم‌انباشتگی پانلی
وسترلاند، برآوردگر CUP-FM

۱- مقدمه

سیر تحولات اقتصادی در قرون اخیر با کاربرد متنوع انرژی همراه بوده است اما طی دهه هفتاد میلادی تکانه‌های نفتی همراه با رکود اقتصادی در غرب سبب شد تا نقش انرژی در تحولات اقتصادی جایگاه ویژه‌ای پیدا کند (ملکی، ۱۳۸۳). انرژی به‌عنوان نیروی محرکه فعالیت‌های تولیدی، زیربنای اساسی فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی هر کشوری به‌شمار می‌رود (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱).

اما سوال مهم این است که آیا منابع انرژی‌های فسیلی در سال‌های آتی به تنهایی جوابگوی نیاز انرژی جهان برای بقا، تکامل و توسعه خواهند بود؟ به چند دلیل جواب این سؤال منفی است و می‌بایست از منابع جدید انرژی در کنار منابع سنتی انرژی استفاده شود. این دلایل عبارتند از: محدودیت و عدم مرغوبیت انرژی‌های فسیلی، اتمام منابع فسیلی و پیش‌بینی افزایش قیمت آن‌ها، مسائل و مشکلات زیست‌محیطی و آلودگی هوا، گرم شدن زمین، افزایش جمعیت و عدم امنیت در عرضه آن‌ها در پی بحران‌های سیاسی، اقتصادی همگی مباحث جهان شمولی هستند که با گستردگی تمام، فکر اندیشمندان و سیاست‌گذاران را در یافتن راهکارهای مناسب برای حل معضلات انرژی در جهان، به خصوص بحران‌های زیست‌محیطی، به خود مشغول داشته و پژوهشگران را به توسعه منابع با آلودگی کم‌تر و تجدیدپذیری که توان بالقوه‌ای برای جانشینی انرژی‌ها و سوخت‌های فسیلی را داشته باشد، ترغیب می‌کند. انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان انرژی‌های پاک به دور از آلودگی زیست‌محیطی می‌توانند در کاهش انتشار گازهای آلاینده هم‌چون دی‌اکسیدکربن و دیگر گازهای گلخانه‌ای نقش مهمی ایفا کنند. سازگاری با محیط‌زیست، کاهش آلودگی هوا، تجدیدپذیری و پراکندگی و گستردگی آن‌ها در تمام جهان باعث شده این نوع انرژی‌ها روز به روز سهم بیشتری در سامانه تأمین انرژی جهان بر عهده بگیرند (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰). در بیش‌تر مطالعات نیز به رابطه‌ی مثبت میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی اشاره شده است (بینج^۱، ۲۰۱۱). کشورهای پیشرفته به دلیل سطح بالای فعالیت‌های اقتصادی و صنعتی، دارای میزان بالای مصرف انرژی هستند. بررسی رابطه میان این دو متغیر نه تنها برای کشورهای پیشرفته و توسعه یافته بلکه برای کشورهای صادرکننده نفت نیز به منظور سیاست‌گذاری در جهت حفظ بازارهای صادراتی و هم‌چنین پیش‌بینی و برنامه‌ریزی بخش انرژی آن‌ها، بسیار مهم است. این اهمیت از آن جهت است که با

گسترش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای توسعه یافته، سوخت‌های فسیلی و نفت به‌عنوان انرژی‌های گران قیمت تلقی شده و مصرف کشورهای پیشرفته که بازار بزرگی برای آنها محسوب می‌شود، از دست رفته و اقتصاد این کشورها که اکثراً وابسته به صادرات نفت است، به انزوا کشیده شده و رو به افول خواهد گذاشت.

در این پژوهش با توجه به اهمیت رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای توسعه یافته و نیز برای کشورهای در حال توسعه، رابطه هم‌انباشتنی و بلندمدت میان آن‌ها برای دوره ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲، در ۱۹ کشور پیشرفته^۱ که داده‌های موردنظر همگی در دسترس بودند، بررسی می‌شود. به منظور نتیجه‌گیری بهتر، رابطه میان انرژی‌های تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی نیز مدنظر قرار خواهد گرفت. در این مطالعه، روش اقتصادسنجی مورد استفاده، وابستگی مقطعی را نیز در نظر گرفته است که نوآوری مطالعه حاضر نسبت به مطالعات پیشین می‌باشد. در ادامه، به مبانی نظری موجود در این زمینه پرداخته و به مطالعات تجربی انجام گرفته اشاره می‌شود. روش‌شناسی تحقیق و نتایج تجربی در بخش‌های بعدی ارائه شده و در پایان، نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

انتخاب سیاست مناسب انرژی، به ارتباط میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی بستگی دارد و سیاست‌گذاران برای تصمیم‌گیری درست باید بدانند که آیا رشد اقتصادی منجر به مصرف انرژی بیش‌تر می‌شود و یا عکس این رابطه برقرار است (بینج، ۲۰۱۱). مطالعه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی، طی چهار فرضیه بررسی می‌شود. (۱) فرضیه خنثایی^۲ که رابطه‌ای را بین آن‌ها متصور نیست؛ (۲) فرضیه بقای انرژی^۳ که علیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی را بیان می‌کند؛ (۳) فرضیه انرژی منتهی به رشد^۴ که علیت یک طرفه‌ای را از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در نظر می‌گیرد و (۴) فرضیه بازخورد^۵ که براساس این دیدگاه مصرف انرژی و رشد اقتصادی یکدیگر را تحت تأثیر

۱- استرالیا، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، هلند، نیوزلند، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئیس، سوئد، انگلیس، ایالات متحده آمریکا.

2- Neutrality Hypothesis

3- Conservation Hypothesis

4- Energy-led Growth Hypothesis

5- Feedback Hypothesis

قرار می‌دهند (اوزترک^۱، ۲۰۱۰؛ اوزترک و آکاواسی^۲، ۲۰۱۰؛ بینج، ۲۰۱۱). از این رو در این مقاله درصدد بررسی اثر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی هستیم و توضیحاتی در این خصوص ارائه می‌شود.

رشد اقتصادی کشورها منجر به افزایش تقاضای انرژی می‌شود. در هر کشوری، میزان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر به شدت به سطح فعالیت‌های اقتصادی و رشد آن بستگی دارد (سلیم و همکاران^۳، ۲۰۱۴). به گونه‌ای که نرخ‌های رشد اقتصادی بالا، با به وجود آوردن نیازهای جدید، فشار فزاینده‌ای را بر مصرف انرژی وارد می‌آورند (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۰). در فرآیند توسعه اقتصادی، ساختار اقتصادی دستخوش تغییراتی شده و سهم بخش‌های مختلف اقتصادی نیز در اقتصاد تغییر می‌کند. با توسعه و رشد بخش صنعت، افزایش شدیدی در مصرف انرژی این بخش به منظور ادامه فرآیند رشد اقتصادی رخ خواهد داد. هم‌چنین با رشد اقتصادی، ثروت مصرف‌کنندگان افزایش یافته و سهم بودجه مصرف‌کنندگان از کالاهای صنعتی افزایش می‌یابد و بخش صنعت در پاسخ به این درخواست و تقاضا شروع به تغییر کرده و در مقیاس‌های بزرگی به فعالیت ادامه می‌دهد. از سویی دیگر، با افزایش درآمد و ثروت خانوار، تقاضای آن‌ها برای کالاهای لوکس انرژی‌بر (اتومبیل، خانه‌هایی با متراژهای بزرگ‌تر، وسایل گرمایشی و سرمایشی و ...) افزایش می‌یابد و مصرف انرژی با افزایش مصرف در بخش خانگی و حمل و نقل که نتیجه‌ی بالا رفتن درآمد خانوار در پی رشد اقتصادی بوده، افزایش می‌یابد. هم‌چنین، با افزایش رشد اقتصادی بر رونق بخش خدمات، حمل و نقل و تجارت که مصرف‌کننده انرژی هستند، افزوده می‌شود (مدلوک و سلیگو^۴، ۲۰۰۱). از سوی دیگر با رشد اقتصادی، کشورها درصدد بهبود و افزایش کارایی استفاده از انرژی هستند. آن‌ها با اقداماتی که باعث افزایش اثربخشی و کارایی انرژی می‌شود، هزینه‌ی نهایی انرژی را کاهش داده و همین امر موجب افزایش مصرف انرژی می‌شود. این اثر به اثر بازگشتی^۵ معروف است (بروکز^۶، ۲۰۰۰)، (منظور و همکاران، ۱۳۹۰) و (مدلوک و سلیگو، ۲۰۰۱) با این توضیحات، برای مصرف انرژی، تابعی به صورت معادله ۱ تصریح کردند:

- 1- Ozturk
- 2- Ozturk and Acaravci
- 3- Salim et al.
- 4- Medlock and Soligo
- 5- Rebound Effect
- 6- Brookes

$$EC = f(y, p, \tau(y, p)) \quad (1)$$

EC مصرف انرژی، y تولید اقتصاد، p قیمت انرژی و τ تکنولوژی که خود تابعی از y و p می‌باشد. آن‌ها انتظار داشتند که با افزایش فعالیت‌های اقتصادی، مصرف انرژی افزایش یابد. بر این اساس، می‌توان بیان داشت که رابطه در خور توجهی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود دارد.

با مشاهده روند مصرف انرژی کشورهای پیشرفته طی سال‌های گذشته، در می‌یابیم میزان مصرف انرژی آن‌ها افزایش یافته است اما در این میان از میزان مصرف سوخت‌های فسیلی به دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای کاسته شده است (کستانتینی و مارتینی^۱، ۲۰۱۰). بر طبق گزارش اداره اطلاعات انرژی (EIA^۲) استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر به دلیل هزینه‌ی اولیه بالای آن‌ها، به سهولت برای همه کشورها امکان‌پذیر نیست اما کشورهای پیشرفته با درآمدهای بالا، بر روی منابع انرژی تجدیدپذیر سرمایه‌گذاری می‌کنند، به صورتی که تولید انرژی از طریق منابع تجدیدپذیر به سرعت در حال افزایش است. کشورهای پیشرفته با استراتژی ایجاد امنیت انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، منابع انرژی تجدیدپذیر خود را افزایش می‌دهند و آن را جایگزین سوخت‌های فسیلی و تجدیدناپذیر می‌کنند (اینگلسی - لوتز^۳، ۲۰۱۳).

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی در خصوص رابطه‌ی میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی انجام گرفته که در این بخش به اجمال به بررسی مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی در راستای عنوان پژوهش و در زمینه بررسی رابطه‌ی رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر پرداخته می‌شود.

به‌عنوان تنها مطالعه داخلی انجام گرفته می‌توان به مطالعه فطرس و همکاران (۱۳۹۰)، اشاره کرد. آن‌ها به مطالعه تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در دو گروه از کشورهای منتخب عضو و غیر عضو OECD^۴ پرداختند. این بررسی با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی و آزمون حداقل مربعات معمولی پویا

1- Costantini and Martini

2- Energy Information Administration

3- Inglesi-Lotz

4- Organisation for Economic Co-operation and Development

(DOLS)^۱، انجام گرفت و نتایج حاکی از آن بود که رابطه‌ی مثبت و معناداری بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین، میزان اثرگذاری رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای عضو OECD بیش‌تر از کشورهای غیر عضو بوده است.

نتایج مطالعه سادورسکی^۲ (۲۰۰۹)، برای ۱۸ کشور نوظهور در رابطه با مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی،^۳ DOLS و FMOLS^۴ نشان داد، رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی تجدیدپذیر دارد. آپرجیس و پاینه^۵ (۲۰۱۰)، با آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی اثبات کردند که رابطه‌ی تعادلی بلندمدتی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ۱۳ کشور آسیای میانه وجود دارد. همچنین استفاده از مدل تصحیح خطای پانلی حاکی از وجود رابطه علی دو طرفه میان آن‌ها بود. آن‌ها در مطالعه‌ای دیگر در سال (۲۰۱۰) برای ۲۰ کشور عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) نشان دادند رابطه مثبت و معناداری بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین بررسی آپرجیس و پاینه (۲۰۱۱)، با تکنیک هم‌انباشتگی پانلی و مدل تصحیح خطای پانلی وجود رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی برای ۶ کشور آمریکای مرکزی را اثبات کرد و نشان داد رابطه علی دو طرفه‌ای میان آن‌ها برقرار است. در همین سال و در تحقیقی دیگر رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، تجدیدنپذیر و رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۷، توسط آن‌ها با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی پدرونی بررسی شد. نتایج نشان از وجود رابطه مثبت و معنادار بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدنپذیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشت. توگجو و همکاران^۶ (۲۰۱۲) با بررسی رابطه هم‌انباشتگی میان انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدنپذیر و رشد اقتصادی برای یکایک کشورهای G7 (ایالات متحده آمریکا، انگلیس، کانادا، فرانسه، ایتالیا، آلمان و ژاپن)، به این نتیجه دست یافتند که رابطه هم‌انباشتگی بین آن‌ها وجود دارد. صبری

-
- 1- Dynamic Ordinary Least Squares
 - 2- Sadorsky
 - 3- Dynamic Ordinary Least Squares
 - 4- Fully Modified Ordinary Least Squares
 - 5- Apergis and Payne
 - 6- Tugcu et al.

و بن صلاح^۱ (۲۰۱۳) در مطالعه رابطه علی بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای بزرگ^۲ به این نتیجه دست یافتند که رابطه علی دو سویه‌ای بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر وجود دارد. رابطه علی بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در ترکیه توسط اوجال و اصلان^۳ در سال ۲۰۱۳ بررسی شد. نتایج آزمون علیت تودا- یاماموتو^۴ رابطه علی یک طرفه‌ای را از رشد اقتصادی به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر اثبات کرد. کولیونیس^۵ (۲۰۱۳) وجود رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی را برای اقتصاد دانمارک بررسی کرد. نتایج حاکی از عدم وجود ارتباط میان دو متغیر در اقتصاد مورد مطالعه بود. عمری و چایی^۶ (۲۰۱۴)، به بررسی رابطه بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در ۱۷ کشور توسعه یافته و در حال توسعه پرداختند. نتایج وجود رابطه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را تأیید کرد.

وجه تمایز مطالعه حاضر در نظر گرفتن وابستگی مقاطع در داده‌های پانلی است که نادیده گرفتن آن نتایج کاذبی را به دست خواهد داد. تاکنون مطالعه‌ای با در نظر گرفتن وابستگی مقاطع پانلی در این زمینه صورت نگرفته است. این مسئله با استفاده از آزمون وابستگی مقطعی CD پسران^۷ بررسی شده و در آزمون مانایی CIPS^۸ (CADF) و آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند^۹ نیز مدنظر بوده است. همچنین به منظور به دست آوردن ضرایب رابطه بلندمدت از برآوردگر CUP-FM^{۱۰} که وابستگی مقاطع را در نظر می‌گیرد، استفاده شد.

۴- روش‌شناسی تحقیق

الگوی مورد نظر مقاله به صورت یک معادله پانلی است. در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، فرض کلی بر این است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی دارند. این پیش فرض همانند سایر فروض می‌تواند برقرار نباشد، بنابراین نخستین مرحله در این

-
- 1- Sabri and Ben Salah
 - 2- BRICs (Brazil, Russia, India and China)
 - 3- Ocal and Aslan
 - 4- Toda- Yamamoto Causality
 - 5- Kulionis
 - 6- Omri and Chaibi
 - 7- Pesaran's Cross-Section Dependence Test
 - 8- Cross-Section Augmented ADF Test
 - 9- Westerlund Cointegration Test
 - 10- Continuously-Updated and Fully-Modified

روش پیش از انجام هر آزمونی، تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. آزمون CD پسران (۲۰۰۴) یکی از آزمون‌های تشخیص وابستگی مقطعی است. در این آزمون که برای پانل‌های متوازن و نامتوازن ارائه شده، فرضیه‌های صفر و رقیب به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{aligned} H_0: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) = 0 & \quad \text{for all } i \neq j \\ H_1: \rho_{ij} = \rho_{ji} = E(u_{it}v_{it}) \neq 0 & \quad \text{for some } i \neq j \end{aligned} \quad (2)$$

u_{it} و v_{it} باقیمانده‌های مدل تخمینی می‌باشند. برای پانل‌های متوازن آماره آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (3)$$

که در آن ضرایب همبستگی پیرسون به صورت زوجی از جملات پسماندها می‌باشد. هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین، از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیش‌تر باشد، در این صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی تأیید خواهد شد (پسران، ۲۰۰۴). در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه‌ی واحد پانلی نظیر آزمون لوین، لین و چو^۱ (LLC)، ایم، پسران و شین^۲ (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه‌ی واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه‌ی واحد پانلی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که آزمون ریشه‌ی واحد CIPS از آن جمله است. پسران (۲۰۰۷) با تبدیل آزمون‌های IPS و ADF^۳ و در نظر گرفتن وابستگی مقطعی، یک آماره آزمونی برای بررسی وجود یا فقدان ریشه‌ی واحد پیشنهاد داده که به آزمون CIPS پسران معروف است. آماره این آزمون به صورت زیر است:

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tau_i(N, T) \quad (4)$$

که در آن آماره الگوی CADF (آماره آزمون ریشه‌ی واحد ADF تعمیم‌یافته به صورت مقطعی) برای هر مقطع انفرادی در پانل می‌باشد. مقدار آماره (۴) با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران مقایسه و در صورت بزرگ‌تر بودن این آماره از مقادیر بحرانی، فرضیه صفر (نامانا بودن متغیر) رد و مانایی متغیر پذیرفته خواهد شد.

1- Levin, Lin and Chu

2- Im, Pesaran and Shin

3- Augmented Dickey-Fuller

پس از بررسی‌های لازم در خصوص وجود یا عدم وجود وابستگی مقاطع و در صورت تأیید آن، استفاده از روش‌های مرسوم هم‌انباشتگی پانلی مانند پدرونی^۱ (۱۹۹۶)، کائو^۲ (۲۰۰۶) و ... احتمال وقوع نتایج هم‌انباشتگی کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل، آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی متعددی با در نظر گرفتن وابستگی مقاطع، ارائه شده که روش پیشنهادی وسترلاند (۲۰۰۷) از آن جمله است و در شرایط وجود وابستگی مقطعی، نتایج معتبری به دست می‌دهد. فرضیه صفر این آزمون، نبود رابطه هم‌انباشتگی است و چنانچه فرضیه صفر رد شود، متغیرها رابطه هم‌انباشتگی خواهند داشت. در کنار بررسی رابطه هم‌انباشتگی پانلی بین متغیرها، بیش‌تر این روش‌ها تنها در مورد وجود یا فقدان رابطه بحث می‌کنند و اطلاعاتی در خصوص بردار هم‌انباشتگی ارائه نمی‌دهند. به این منظور روش تخمین به‌روزرسانی مکرر و کاملاً تعدیل شده CUP-FM توسط بای و همکاران^۳ (۲۰۰۹) پیشنهاد شد که از ساختار عاملی^۴ برای مشخص نمودن منبع وابستگی مقطعی استفاده می‌کند و بردار هم‌انباشتگی و رابطه بلندمدت را نیز ارائه می‌دهد. این روش، ضرایب بردار هم‌انباشتگی را با تخمین پارامترها و ماتریس کوواریانس بلندمدت^۵ و بارهای عاملی^۶ به صورت بازگشتی محاسبه می‌کند. بنابراین برآوردگر CUP-FM با در نظر گرفتن مشکل وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، نسبت به اریب خودهمبستگی پیاپی و اریب درون‌زایی مقاوم^۷ است. هم‌چنین این برآوردگر، در صورت انباشته بودن متغیرهای توضیحی از درجات مختلف $I(1)/I(0)$ کاربرد دارد و نسبت به آن مقاوم می‌باشد (بای و همکاران، ۲۰۰۹).

برای پیشبرد بحث، الگوی پانلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it} = \hat{x}_{it} \beta + e_{it} \quad (5)$$

جایی که n ، $i=1, \dots, n$ ، $t=1, \dots, T$ متغیر وابسته، y_{it} متغیر وابسته، $x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$ مجموعه‌ای از k متغیر توضیحی نامانا، β بردار $K \times 1$ بعدی از پارامترهای شیب و e_{it}

-
- 1- Pedroni
 - 2- Kao
 - 3- Bai et al.
 - 4- Factor Structure
 - 5- long-Run Covariance Matrix
 - 6- Factor Loading
 - 7- Robust

جمله اخلاص رگرسیون است. با فرض این که e_{it} مانا و iid^1 باشد، برآوردگر حداقل مربعات تلفیقی^۲ برای β به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\beta}_{LS} = \left(\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it} x_{it}' \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T x_{it} y_{it} \quad (6)$$

توزیع حدی این برآوردگر در اثر همبستگی بلندمدت بین e_{it} و ε_{it} از صفر فاصله می‌گیرد، مگر این که x_{it} اکیداً برونزا باشد. به منظور دستیابی به سازگاری بلندمدت و توزیع نرمال مجانبی، یک برآوردگر حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده ارائه شد. برای در نظر گرفتن بحث وابستگی مقطعی فرض می‌شود جمله خطای معادله رگرسیون از الگوی عاملی^۳ زیر تبعیت می‌کند:

$$e_{it} = \lambda_i F_t + u_{it} \quad (7)$$

که در آن F_t ، یک بردار $r \times 1$ از عوامل مشترک غیر قابل مشاهده، λ_i یک بردار $r \times 1$ از بارهای عاملی و u_{it} خطای فردی است. بنابراین الگوی پانلی (۵) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_{it} = x_{it} \beta + \lambda_i F_t + u_{it} \quad (8)$$

با جداسازی F_t از جزء اخلاص و وارد کردن آن در تابع رگرسیون، نتایج بهبود خواهند یافت، زیرا اگر برخی از اجزای x_{it} مانا باشند و F_t نیز جزئی از جزء اخلاص باشد، زمانی که F_t و x_{it} همبسته باشند، برآورد β ناسازگار خواهد بود. حال اگر فرض شود که F_t نامانا و $I(1)$ باشد، تفاوت مهمی بین β به دست آمده از معادلات (۵) و (۸) وجود خواهد داشت. به طور دقیق‌تر اگر داشته باشیم:

$$F_t = F_{t-1} + \eta_t \quad (9)$$

در این صورت e_{it} در معادله (۵)، انباشته از درجه ۱ ($I(1)$) بوده و حداقل مربعات تلفیقی ناسازگار خواهد بود. حال معادله پانلی، با رگرسورهای نامانای x_{it} و F_t و با فرض مانایی u_{it} داریم. به این معنی که y_{it} با بردار هم‌انباشتگی $(\lambda_i, -\beta, 1)$ با x_{it} و F_t هم‌انباشته است. حذف مشکل رگرسیون کاذب را ایجاد خواهد کرد. شایان ذکر است که بردار هم‌انباشتگی با هر i به دلیل بارهای عاملی خاص هر واحد، تغییر می‌کند. برای

1- Independent and Identically Distributed

2- Pooled Ordinary Least Squares

3- Factor Model

به دست آوردن β یک بار فرض بر قابل مشاهده بودن F و بار دیگر فرض بر غیرقابل مشاهده بودن آن خواهیم داشت.

الف. اگر F قابل مشاهده باشد:

با فرض معلوم بودن F ، معادله پانلی را به شکل برداری، به صورت زیر خواهیم داشت:

$$y_i = x_i \beta^0 + F^0 \lambda_i^0 + u_i \quad (10)$$

جایی که

$$y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad x_i = \begin{bmatrix} x_{i1} \\ x_{i2} \\ \vdots \\ x_{iT} \end{bmatrix} \quad F = \begin{bmatrix} F_1 \\ F_2 \\ \vdots \\ F_T \end{bmatrix} \quad u_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \quad (11)$$

می‌توان نوشت: $\Lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)'$ که ماتریس $n \times r$ بعدی است. در نتیجه معادله

پانلی (۱۰) را به شکل ماتریسی به صورت زیر داریم:

$$y = X \beta^0 + F^0 \Lambda^0 + u \quad (12)$$

در این صورت β که یک تخمین‌زن خطی است، برابر خواهد بود با:

$$\hat{\beta}_{LSFM} = \left(\sum_{i=1}^n \hat{x}_i M_{F^0} x_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \left(\hat{x}_i M_{F^0} \tilde{y}_i^+ - T(\tilde{\Delta}_{\varepsilon ui}^+ - \delta^0 \tilde{\Delta}_{\eta u}^+) \right) \quad (13)$$

$$y_{it}^+ = y_{it} - \Omega_{ubi} \Omega_{bi}^{-1} \begin{pmatrix} \Delta x_{it} \\ \Delta F_t^0 \end{pmatrix} \quad u_{it}^+ = u_{it} - \Omega_{ubi} \Omega_{bi}^{-1} \begin{pmatrix} \Delta x_{it} \\ \Delta F_t^0 \end{pmatrix} \quad (14)$$

\tilde{y}^+ و $\tilde{\Delta}^+$ تخمین‌های سازگاری از y^+ و Δ^+ هستند و با کواریانس بلندمدت صفر

بین u_{it}^+ با $(\Delta \hat{x}_{it} \Delta F_t^0)$ مشکل درونزایی از بین می‌رود.

ب. اگر F غیرقابل مشاهده باشد:

در صورت غیرقابل مشاهده بودن F ، تخمین‌زن $\hat{\beta}_{LSFM}$ مناسب نخواهد بود. با

داشتن معادله پانلی به صورت $y = x_i \beta + F \lambda_i + u_i$ ، برای برآورد پارامترها باید تابع

هدف زیر نسبت به قید $T^{-2} \hat{F} F = I_r$ حداقل شود و این که $\hat{\Lambda} \Lambda$ معین مثبت باشد:

$$S_{nT}(\beta, F, \lambda) = \sum_{i=1}^n (y - x_i \beta - F \lambda_i)' (y - x_i \beta - F \lambda_i) \quad (15)$$

زمانی که β تخمین زده می‌شود، F غیرقابل مشاهده است و زمانی که F برآورد

می‌شود، β غیرقابل مشاهده است. به این دلیل β و F تخمین‌زن غیرخطی به‌روزرسانی

مکرر است که بای و همکاران برآوردگر زیر را برای بردار ضرایب پیشنهاد دادند که به برآوردگر CUP-FM معروف است:

$$\hat{\beta}_{\text{CupFM}} = \left(\sum_{i=1}^n \hat{x}_i M_{\hat{F}} x_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^n \left(\hat{x}_i M_{\hat{F}} y_i^+ - T \left(\hat{\Delta}_{\varepsilon u i}^+ - \hat{\delta}_i \hat{\Delta}_{\eta u}^+ \right) \right) \quad (16)$$

$$\hat{F} V_{nt} = \left[\frac{1}{nT^2} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i \hat{\beta}_{\text{CUPFM}}) (y_i - x_i \hat{\beta}_{\text{CUPFM}})' \right] \hat{F} \quad (17)$$

در معادله فوق، $\bar{\Delta}$ عملگر ماتریس کواریانس یک طرفه، V_{nt} ماتریس قطری متشکل از T تا از بزرگ‌ترین مقادیر ویژه ماتریس داخل براکت است که به صورت کاهنده مرتب شده‌اند. x_i برداری از متغیرهای توضیحی بوده، $F_t = F_{t-1} + \eta_t$ و $F_t = F_{t-1} + \eta_t$ ، $\hat{\delta}_i$ ، $M_{\hat{F}}$ ، y_i^+ و $\hat{\Delta}_{\varepsilon u i}^+$ به صورت زیر قابل تعریف می‌باشند:

$$\eta_{it} = a_i \eta_t + b_{it} \quad (18)$$

$$y_{it}^+ = y_{it} - \hat{\Omega}_{ubi} \hat{\Omega}_{bi}^{-1} \begin{pmatrix} \Delta \hat{x}_{it} \\ \Delta \hat{F}_t \end{pmatrix} \quad (19)$$

$$\hat{\delta}_i = (\hat{F}' \hat{F})^{-1} \hat{F}' \hat{x}_i \quad (20)$$

$$M_{\hat{F}} = I_T - T^{-2} \hat{F} \hat{F}' \quad (21)$$

در فرمول‌های فوق $\bar{\Omega}$ عملگر ماتریس کواریانس دو طرفه و IT ماتریسی که $-T$ بعدی است. به این ترتیب، برآوردگر CUP-FM (همان $\hat{\beta}_{\text{CupFM}}$ نهایی) در نتیجه حل تکراری دو مجهول \hat{F} و $\hat{\beta}_{\text{CupFM}}$ در دو معادله (۷) و (۸) به دست می‌آید (بای و همکاران، ۲۰۰۹).

۵- معرفی مدل و متغیرها

به منظور بررسی رابطه بلندمدت میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدنپذیر و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲، از مدل تصریح شده توسط سادراسکای (۲۰۰۹) استفاده شد. مدل‌ها به شکل زیر تصریح می‌شوند:

$$\ln \text{renewable energy}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{GDP}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$\ln \text{non-renewable energy} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{GDP}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

در این معادله، $\ln \text{renewable energy}$ لگاریتم مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر سرانه بر حسب میلیارد کیلووات ساعت و $\ln \text{non-renewable energy}$ نیز لگاریتم مصرف

انرژی‌های تجدیدناپذیر سرانه به کیلو تن معادل نفت خام است. طبق گزارش اداره اطلاعات انرژی (EIA^۱)، انرژی‌های تجدیدناپذیر شامل زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی بوده و در این مطالعه از داده حاصل از تقسیم جمع مصارف این انرژی‌ها به واحد کیلو تن معادل نفت خام، بر جمعیت هر کشور، به‌عنوان مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر سرانه استفاده می‌شود. انرژی‌های تجدیدپذیر نیز شامل انرژی‌های حاصل از بازیافت^۲، زمین گرمایی^۳، آب، باد، خورشیدی^۴ و چوب می‌باشند. از تقسیم انرژی‌های تجدیدپذیر بر حسب میلیارد کیلووات ساعت بر جمعیت هر کشور، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر سرانه به دست می‌آید (سلیم و همکاران، ۲۰۱۴ و فطرس و همکاران، ۱۳۹۱). داده‌های فوق‌الذکر با واحدهای مربوطه (میلیارد کیلووات ساعت و کیلو تن معادل نفت خام) از سایت اداره اطلاعات انرژی^۵ گرفته شده‌اند. $\ln GDP$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه بر حسب دلار به قیمت سال پایه ۲۰۰۵ (پروکسی رشد اقتصادی) است. از این متغیر به‌عنوان جانشینی برای رشد اقتصادی در مطالعات مختلف استفاده شده که به چند نمونه اشاره می‌شود: (تو و همکاران^۶، ۲۰۱۳)، (عمری و چیبابی، ۲۰۱۴)، (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱) و (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰). داده‌های مربوطه از اطلاعات ارائه شده توسط بانک جهانی (WDI^۷) به دست آمده‌اند. هم‌چنین ε_{it} جز اختلال مدل‌ها می‌باشند.

۶- نتایج تجربی

در ابتدای کار و برای تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی بین داده‌های مورد استفاده از آزمون CD پسران استفاده شده که نتایج در جدول (۱) گزارش شده‌اند. آماره محاسباتی، بیانگر رد فرضیه صفر بوده و نشان می‌دهد مشکل وابستگی مقاطع وجود دارد.

1- Energy Information Administration
 2- Waste
 3- Geothermal
 4- Solar
 5- www.iea.org
 6- To et al.
 7- World Development Indicators

جدول ۱- مقدار آماره آزمون CD پسران

متغیر	آماره محاسباتی	احتمال آماره محاسباتی
لگاریتم renewable energy	۵۷/۵۴	۰/۰۰۰
لگاریتم non-renewable energy	۱۴/۷۷	۰/۰۰۰
لگاریتم GDP	۶۲/۰۷	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار STATA 12.

با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی، از آماره CIPS پسران، برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲- مقدار آماره CIPS متغیرها

متغیرها		در سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
		با عرض از مبدأ	روند	با عرض از مبدأ	روند
لگاریتم renewable energy	-۱/۰۸۵	-۱/۸۶۴	-۳/۹۷۵	-۴/۴۴۳	
لگاریتم non-renewable energy	-۱/۸۹۷	-۲/۸۵۲	-۴/۰۲۸	-۴/۱۸۰	
لگاریتم GDP	-۱/۲۳۸	-۱/۶۸۸	-۲/۸۶۱	-۳/۰۳۵	

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار STATA 12.

مقادیر بحرانی برای سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد در حالت با عرض از مبدأ به ترتیب ۲/۳۸۰، ۲/۲۰۰ و ۲/۱۱۰ می‌باشند و در حالت روند، به ترتیب ۲/۸۸۰، ۲/۷۲۰ و ۲/۶۳۰ است.

نتایج آزمون CIPS برای متغیرها نشان‌دهنده مانایی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری می‌باشد. بنابراین نیاز است تا از روش هم‌انباشتگی مناسب استفاده شود که از آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند استفاده شده و نتیجه در جدول ۳ و ۴ آمده است. نتایج آزمون‌ها حاکی از آن است که با توجه به احتمال آماره‌های گزارشی، متغیرها هم‌انباشته می‌باشند و رابطه بلندمدتی بین آن‌ها برقرار است.

جدول ۳- نتایج آزمون وسترلاند در بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدپذیر

آماره	مقدار محاسباتی	مقدار Z	احتمال آماره محاسباتی	احتمال مقاوم آماره محاسباتی
Gt	-۰/۲۹۰	۲/۷۹۹	۰/۹۹۷	۰/۸۰۰
Ga	-۰/۵۶۹	۳/۰۱۶	۰/۹۹۹	۰/۹۰۰
Pt	-۹/۰۰۲	-۵/۸۵۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pa	-۴/۲۹۳	-۴/۷۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار STATA 12.

جدول ۴- نتایج آزمون وسترلاند در بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدناپذیر

آماره	مقدار محاسباتی	مقدار Z	احتمال آماره محاسباتی	احتمال مقاوم آماره محاسباتی
Gt	-۱/۲۷۹	-۱/۲۳۵	۰/۱۰۹	۰/۰۸۰
Ga	-۱/۹۹۱	۱/۶۹۰	۰/۹۵۵	۰/۵۴۰
Pt	-۶/۵۴۷	-۳/۷۵۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
Pa	-۲/۴۲۳	-۲/۰۴۷	۰/۰۲۰	۰/۰۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار STATA 12.

آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند (۲۰۰۷) تنها وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را بررسی می‌کند و در مورد ضرایب رابطه بلندمدت بین متغیرها، اطلاعاتی به دست نمی‌دهد. به این منظور و برای دستیابی به ضرایب در الگو، از برآوردگر CUP-FM ارائه شده توسط بای، کائو و ان‌جی استفاده شده که این روش علاوه بر دارا بودن خصوصیات برآوردگر حداقل مربعات به طور کامل اصلاح شده، نسبت به مسئله وابستگی مقطعی در داده‌های پانل مقاوم بوده و در حضور آن ضرایب سازگاری ارائه می‌دهد. نتایج در جداول (۵) و (۶) گزارش شده‌اند.

جدول ۵- نتیجه برآورد ضرایب با استفاده از CUP-FM برای رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدپذیر

پارامترها	مقادیر	آماره t
β_{CUP-FM}	۱/۲۳	۴۲/۶۵

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS 9

با توجه به نتیجه گزارش شده در جدول ۵، کشش برابر با $1/23$ می‌باشد، یعنی با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر $1/23$ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۶- نتیجه برآورد ضرایب با استفاده از CUP-FM برای رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدپذیر

پارامترها	مقادیر	آماره t
β_{CUP-FM}	۰/۲۲	۵/۴۴

منبع: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GAUSS 9

با توجه به نتیجه گزارشی در جدول ۶، کشش برابر با $0/22$ می‌باشد، یعنی با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر $0/22$ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج آزمون‌ها حاکی از این است که افزایش رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر شده اما میزان تأثیرگذاری رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بیش‌تر از تأثیرگذاری آن بر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بوده است.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بهره‌برداری از انرژی‌های تجدیدپذیر طی دهه‌های اخیر نسبت به انرژی‌های فسیلی از رشد بالایی برخوردار بوده است. مزایای فراوان استفاده از این نوع انرژی، در کنار افزایش بی‌سابقه‌ی قیمت نفت، مناقشات خاورمیانه و عدم اطمینان در عرضه آن، موجب تشویق سرمایه‌گذاری در انجام تحقیقات گسترده و دستیابی به فناوری‌های جدید جهانی جهت استفاده و بهره‌مندی از انرژی‌های تجدیدپذیر و پاک شد. برنامه و راهبردهای مدون کشورهای پیشرفته برای توسعه استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، افزایش استفاده از این نوع انرژی‌ها را به دنبال داشت. بهره‌گیری بالا از انرژی‌های تجدیدپذیر، بهای تمام شده استفاده از این نوع انرژی‌ها را کاهش داده و سبب روند نزولی قیمت آن شده است.

با توجه به اهمیت استفاده کشورهای پیشرفته از این نوع انرژی، هم برای این کشورها و هم برای کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت و سوخت‌های تجدیدناپذیر، در مطالعه حاضر با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی پانلی، تأثیر رشد

اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در منتخبی از کشورهای پیشرفته، طی دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۲ بررسی شد. به منظور نتیجه‌گیری بهتر در مورد میزان و اهمیت اثر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و این که آیا افزایش رشد اقتصادی تنها منجر به افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر شده یا همزمان بر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر نیز تأثیر داشته، رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر نیز بررسی شد. تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات انجام گرفته در این زمینه، در نظرگیری وابستگی مقطعی در داده‌هاست که با استفاده از آزمون CD پسران، وجود آن تأیید شد. سپس آزمون ریشه واحد CIPS پسران و هم‌انباشتگی وسترلاند با احتساب وابستگی مقطعی انجام گرفت. آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند نشان از برقراری رابطه بلندمدت داشت. به منظور به دست آوردن ضریب رابطه بلندمدت، از برآوردگر CUP-FM استفاده شد و نتایج نشان دادند رابطه مثبتی بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر (با ضریب مثبت و معنادار $1/23$) وجود دارد. هم‌چنین رابطه مثبت و البته کوچک‌تر (به لحاظ ضریب به دست آمده که برابر $0/22$ بود) بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر، نشان از این داشت که تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بیش‌تر بوده و کشورهای مدنظر در دوره مورد مطالعه، استفاده بیش‌تر از انرژی‌های تجدیدپذیر و پاک را به دلایل زیست‌محیطی، صرفه‌های اقتصادی و امنیت در عرضه آن‌ها هدف قرار داده‌اند.

فهرست منابع

- شهبازی، کیومرث، اصغرپور، حسین و محرم‌زاده، کریم (۱۳۹۱). تأثیر مصرف فرآورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ششم، شماره ۱، پیاپی ۱۷، ۴۴-۲۵.

فطرس، محمدحسن، آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰). تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال نوزدهم، شماره ۶۰، ۹۸-۸۱.

فطرس، محمدحسن، آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۱). بررسی میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران)، دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال نهم، شماره ۳۲، ۵۱-۷۲.

ملکی، رضا (۱۳۸۳). بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و تولید داخلی در ایران، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، شماره ۸۹، ۸۱-۱۲۱.

منظور، داود، آقابابائی، محمدابراهیم و حقیقی، ایمان (۱۳۹۰). تحلیل اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی در مصارف برق در ایران: الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال هشتم، شماره ۲۸، ۱-۲۳.

- مهرآرا، محسن، ابریشمی، حمید و سبحانین، سیدمحمدهادی (۱۳۹۰). اثرات غیرخطی رشد اقتصادی بر رشد مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک و کشورهای بریک با استفاده از روش حد آستانه، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال شانزدهم، شماره ۴۹، ۱۷۷-۲۰۴.

Apergis, N., and Payne, J. E. (2010a), Renewable Energy Consumption and Growth in Eurasia, *Energy Economics*, 32, 1392-1397.

Apergis, N., and Payne, J. E. (2010b), Renewable Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from a Panel of OECD Countries, *Energy Policy*, 38, 656-660.

Apergis, N., and Payne, J. E. (2011a), The Renewable Energy Consumption-Growth Nexus in Central America, *Applied Energy*, 88, 343-347.

Apergis, N., and Payne, J. P. (2011b), On the Causal Dynamics Between Renewable and Non-renewable Energy Consumption and Economic Growth in Developed and Developing Countries, *Energy Systems*, 2(3-4), 299-312.

Bai, J., Kao, C., and Ng, S. (2009), Panel Cointegration with Global Stochastic Trends, *Journal of Econometrics*, 149(1), 82-99.

Binh, P. T. (2011), Energy Consumption and Economic Growth in Vietnam: Threshold Cointegration and Causality Analysis, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(1), 1-17.

Brookes, L. G. (2000), Energy Efficiency Fallacies Revisited, *Energy Policy*, 28 (6-7), 355-366.

Costantini, V., and Martini, C. (2010), The Causality Between Energy Consumption and Economic Growth: A multi-sectoral Analysis Using Non-stationary Cointegrated Panel Data, *Energy Economics*, 32(3), 591-603.

- Inglesi-Lotz, R. (2013), The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Welfare: A Panel Data Application, Working Paper, No. 201315, 1-16.
- Kulionis, V. (2013), The Relationship Between Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Economic Growth in Denmark, Lund University, Master Thesis, 1-69.
- Medlock, K. B., and Soligo, R. (2001), Economic Development and End-Use Energy Demand, *The Energy Journal*, 22(2), 77-105.
- Ocal, O., and Aslan, A. (2013), Renewable Energy Consumption–Economic Growth Nexus in Turkey, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28(C), 494–499.
- Omri, A., and Chaibi, N. (2014), Nuclear Energy, Renewable Energy, and Economic Growth in Developed and Developing Countries: A Modelling Analysis from Simultaneous-Equation Models, *Ipag Business School, Working Paper 2014-188*.
- Ozturk, I. (2010), A Literature Survey on Energy–Growth Nexus, *Energy Policy*, 38(1), 340-349.
- Ozturk, I., and Acaravci, A. (2010), The Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ADRL Bound Testing Approach, *Applied Energy*, 87(6), 1938-1943.
- Pesaran, M. H. (2004), General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panel, *CESifo, Working Paper, No. 1229*.
- Pesaran, M. H. (2007), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Sabri, M., and Ben Salah, O. (2013), On the Causal Dynamics Between Economic Growth, Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Trade Openness: Fresh Evidence from BRICS Countries, *Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 52535, posted 29*.
- Sadorsky, P. (2009), Renewable Energy Consumption and Income In Emerging Economies, *Energy Policy*, 37(10), 4021-4028.
- Salim, R. A., Hassan, K., & Shafiei, S. (2014), Renewable and Non-renewable Energy Consumption and Economic Activities: Further Evidence from OECD Countries, *Energy Economics*, 44(C), 350-360.
- To, H., Wijeweera, A., and Charles, M. B. (2013), Energy Consumption and Economic Growth– The Case of Australia, *The 42nd Australian Conference of Economists Conference Proceedings Beyond the Frontiers: New*

Directions in Economics Held at Murdoch University, Perth, Western Australia On 7-10 July, 2013.

Tugcu, C. T., Ozturk, I. and Aslan, A. (2012), Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth relationship revisited: Evidence from G7 countries, *Energy Economics*, 34(6), 1942-1950.

Westerlund, J. (2007), Testing for error correction in panel data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.

Effect of Economic Growth on Renewable Energy Consumption in the Developed Countries: A Panel Data and CUP-FM Estimation Approach

Ahmad Assadzadeh¹

Assistant Professor, Faculty of Economics, Management & Commerce,
University of Tabriz, assadzadeh@gmail.com

Zahra Jalili

MA in Economics, Jalili.zahra.87@gmail.com

Received: 2014/07/11 Accepted: 2015/06/03

Abstract

In any country, both renewable and nonrenewable energy consumption are strongly connected to the level of economic activity and economic growth. Due to its non-renewable nature, environmental considerations, as well as uncertainty in its steady supply, fossil fuels are being replaced by renewable energies. The paper aims to study the long run relationship between renewable energy and economic growth using 1985-2012 annual data for the selected developed countries. The unit root and cointegration techniques with cross section dependence were used to and long run relations. The results indicated that there was a long run relationship between renewable energy consumption and economic growth in the selected developed countries. Thus, one percent economic growth leads to 1.23 percent increase in the renewable energy consumption. The results imply that governments should invest more on renewable energy.

JEL Classification: Q20, Q29, O40

Keywords: Renewable Energy, Economic Growth, Cross Section Dependency, Westerlund Cointegration Test, CUP-FM Estimator