فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال نوزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۳۹۰، صفحات ۹۸ – ۸۱

تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)

محمد حسن فطرس
دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
fotros@basu.ac.ir

اکبر آقازاده
عضو هیأت‌علمی دانشگاه آزاد اسلامی ماکو
ak_aghazadeh2007@yahoo.com

سودا جبرائیلی
کارشناس‌ارشد علوم اقتصادی
sevdajabraili@yahoo.com

در این مطالعه با داده‌های آماری دوره زمانی (۲۰۰۸-۱۹۸۰) و با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی و آزمون حداقل مربعات معمولی پویا، تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر دو گروه از کشورهای منتخب عضو و غیر عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه آزمون، تبیین و تحلیل می‌شود. نتایج حاصل از آزمون‌ها نشان می‌دهند که در بلندمدت رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در دو گروه منتخب وجود داشته است. ضرایب متغیرها از لحاظ آماری معنادار و مثبت می‌باشند. همچنین، طی دوره مورد بررسی میزان اثرگذاری بلندمدت رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه (شیب) در کشورهای عضو OECD بیشتر از کشورهای غیر عضو OECD می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: *C3, Q3, Q5*.
واژه‌های کلیدی: *رشد اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، هم‌انباشتگی پانلی، ریشه واحد پانلی، حداقل مربعات معمولی پویا، کشورهای عضو و غیر عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه.*

---

* **تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۵/۲** **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۹/۸**

۱. مقدمه

بخش انرژی زیربنای اساسی فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی هر کشوری به‌شمار می‌رود. با توجه به ذخایر محدود انرژی فسیلی از یک‌سو و افزایش سطح مصرف انرژی در جهان فعلی از سوی‌دیگر نمی‌تواند تنها متکی به منابع موجود انرژی باشد. رشد و پیشرفت اقتصادی و یا حتی ادامه شرایط فعلی زندگی در جامعه بشری در آینده بدون اطمینان از عرضه انرژی به قیمت مناسب ناممکن به‌نظر می‌رسد. آثار زیست‌محیطی مربوط بر هر نوع تولید انرژی در میزان‌های فعلی به سمت شرایط غیرقابل قبولی پیش می‌روند.

انرژی‌های تجدیدپذیر[1] به‌عنوان انرژی‌های پاک به‌دور از آلودگی زیست‌محیطی می‌توانند در کاهش انتشار گازهای آلاینده همچون دی‌اکسیدکربن و دیگر گازهای گلخانه‌ای نقش مهمی ایفا کنند. بنابراین، ضرورت سالم نگهداشتن محیط‌زیست، کاهش آلودگی هوا، محدودیت‌های برق‌رسانی و تأمین سوخت برای نقاط و روستاهای دورافتاده، استفاده از انرژی‌های نو مانند انرژی باد، انرژی خورشیدی، هیدروژنی و غیره می‌توانند در هر اقتصادی جایگاه ویژه‌ای داشته و از این دیدگاه در سیاستگذاری بخش انرژی کشورها نقش مهمی ایفا کنند. این نوع از انرژی‌ها روز به روز سهم بیشتری در سامانه تأمین انرژی برعهده می‌گیرند (ماهنامه تازه‌های انرژی، ۱۳۸۸).

رشد و توسعه اقتصادی از اهداف اصلی سیاستگذاران اقتصادی محسوب می‌شود. پژوهش‌های متعدد پژوهشگران در سطح جهان نشان داده است که سرعت روند رشد مصرف انرژی در کشورهای جهان تا حدود زیادی به سطح رشد اقتصادی بستگی دارد (مهرآرا، ۲۰۰۷ و مزرعتی، ۱۳۷۸). بهبود سطح زندگی مردم و مکانیزه شدن تولید به منظور ارتقاء سطح بهره‌وری کار، افزایش سریع مصرف انرژی را موجب می‌شود، البته افزایش سریع مصرف انرژی در مراحل اولیه رشد اقتصادی رخ می‌دهد. در مراحل بعدی رشد با پدیدار شدن آثار سوء زیست‌محیطی و نیز ارتقاء آگاهی‌های عمومی روند افزایش مصرف انرژی به دلیل استفاده بهینه آن کاهش می‌یابد (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸).

در این مقاله به‌منظور بررسی میزان تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه ۳۱ کشور عضو OECD[2] و ۱۰۱ کشور غیر عضو OECD[3] طی دوره‌ی زمانی (۲۰۰۸- ۱۹۸۰) از روش هم‌انباشتگی پانلی[4] استفاده شده است.[5] پرسش‌های مطالعه عبارت است از اینکه آیا رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی

1. Renewable Energies
2. Organization for Economic Co-Operation and Development
3. Non Organization for Economic Co-Operation and Development
4. Panel Co Integration

۵. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی نامتوازن از استحکام بیشتری برخوردارند و در مقایسه با مدل‌های پانل سنتی جامع‌تر و پیشرفته‌ترند. با استفاده از این‌تکنیک می‌توان ایستایی و هم‌انباشتگی متغیرها را نیز بطور همزمان بررسی کرد. در این روش احتمال وقوع رگرسیون ساختگی نیز بسیار پایین است.

تجدیدپذیر سرانه در هر دو گروه از کشورهای منتخب وجود دارد؟ همچنین در بلندمدت، رابطه بین رشد اقتصادی با مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه چگونه است؟ برای بررسی این پرسش‌ها سازماندهی مقاله چنین است که در ادامه به اختصار ادبیات موضوع مرور می‌شود. در بخش بعدی، مدل و روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌شود. سپس، نتایج و تفسیر یافته‌ها به‌صورت توصیفی و تخمین مدل در دو گروه منتخب انجام گرفته و در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

در این بخش از مطالعه، مبانی‌نظری رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی از دیدگاه چند تن از نظریه‌پردازان مطرح می‌شود. اقتصاددانان نئوکلاسیک برندت و وود[1] (۱۹۷۵) بیان می‌کنند که انرژی یکی از عوامل تولید در تابع تولید کل $Q=f\,[G(K,E),L]$ می‌باشد. به این صورت که انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده، عامل تولید G را ایجاد می‌کنند و پس از ترکیب با نیروی‌کار محصول به‌دست می‌آید. بنابراین، انرژی ارتباط تفکیک‌پذیر ضعیفی با نیروی‌کار دارد.

استرن[2] (۱۹۹۳) به نقل از اقتصاددانان اکولوژیست از جمله آیرس و نایر[3] (۱۹۸۴) نقل می‌کند که انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است، لذا کالاهای تولیدی در اقتصاد حتی نیروی انسانی آموزش‌دیده و غیرمتخصص با صرف مقادیر فراوان انرژی، حاصل شده و در تولید بکار گرفته می‌شوند. همچنین، اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت (۱۹۷۸) و دنیسون[4] (۱۹۷۹, ۱۹۸۵) بیان می‌کنند که انرژی ازطریق تأثیری که بر نیروی‌کار و سرمایه می‌گذارد و به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است. در چارچوب مکتب نئوکلاسیک نیز استرن و کلولند[5] (۲۰۰۴) رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را به صورت تابع تولید زیر بیان کرده‌اند:

$$(Q_1,\ldots,Q_m) = f\,(A, X_1,\ldots, X_n, E_1,\ldots, E_p) \qquad (۱)$$

Q_i: تولید کالاها و خدمات مختلف، X_i: نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی‌کار، E_i: نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال‌سنگ و A: وضعیت تکنولوژیکی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل است. در این تابع، رابطه بین انرژی و تولیدکل به‌وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی

1. Berndt and Wood
2. Stern
3. Ayres and Nair
4. Denison
5. Stern and Cleveland

و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. در نظریه‌های جدید رشد هر چند که عامل انرژی وارد مدل شده است، اما اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست.

۲-۲. پیشینه مطالعات تجربی

بعد از مبانی نظری به‌طور اجمالی به بررسی مهم‌ترین مطالعات خارجی صورت گرفته در زمینه بررسی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی به کمک تکنیک هم‌انباشتگی پانلی پرداخته می‌شود.[۱]

سادراسکای (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با استفاده از دو مدل تجربی بررسی رابطه مصرف سرانه‌انرژی تجدیدپذیر و درآمد سرانه و بررسی ارتباط بین مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر، درآمد سرانه و قیمت‌های برق در ۱۸ کشور با اقتصادهای نوظهور[۲] با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی[۳] و هم‌انباشتگی پانلی طی دوره-زمانی (۲۰۰۳- ۱۹۹۴) نشان داده است که افزایش در درآمد سرانه از لحاظ آماری اثر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه دارد و کشش قیمتی بلندمدت مصرف سرانه انرژی تجدیدپذیر ۰/۷۰- می‌باشد.

آپرجیس و پاینه (۲۰۱۰a) با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی و بهره‌گیری از داده‌های ۱۳ کشور آسیای‌میانه[۴] برای دوره زمانی (۲۰۰۷- ۱۹۹۲) به بررسی رابطه علی بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی آنها پرداختند و نشان دادندکه رابطه تعادلی بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی و نیروی‌کار وجود دارد. همچنین، نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا[۵] بیانگر این است که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت علیت دوطرفه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی وجود دارد.

آپرجیس و پاینه (۲۰۱۰b) رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی را در دوره زمانی (۲۰۰۵- ۱۹۸۵) در ۲۰ کشور عضو OECD با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی و مدل تصحیح خطا مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها بیانگر این است که رابطه هم‌انباشتگی بین مصرف انرژی تجدیدپذیر، رشد اقتصادی، سرمایه و نیروی‌کار وجود دارد. همچنین، ضرایب متغیرها مثبت بوده و از لحاظ آماری معنادارند. نتایج آزمون علیت گرنجری نیز بر وجود رابطه علی دوطرفه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و

---

۱. در مطالعات داخلی در زمینه رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی با استفاده از روش هم‌انباشتگی پانلی مطالعه‌ای صورت نگرفته است.

2. Emerging Economies
3. Panel Unit Root
4. Eurasia
5. Error Correction Model (ECM)

بلندمدت اشاره می‌کند.

آپرجیس و پاینه (۲۰۱۱) بر اساس تکنیک‌های هم‌انباشتگی پانلی و VECM[1] پانلی به بررسی رابطه بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی (۲۰۰۶-۱۹۸۰) برای ۶ کشور آمریکای‌مرکزی پرداختند. همچنین، برای علیت بین متغیرهای مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در این کشورها را تعیین و به این نتایج رسیدند که رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مصرف انرژی تجدیدپذیر، رشد اقتصادی، سرمایه و نیروی‌کار برقرار بوده و رابطه علی دوطرفه‌ای بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد.

۳. مدل و روش‌شناسی تحقیق

مدل مورد استفاده در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مدل سادراسکای (۲۰۰۹) می‌باشد:

$$LRE_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} LGDP_{it} + u_{it} \qquad (۲)$$

که در آن، LRE: لگاریتم مصرف خالص انرژی تجدیدپذیر[2] سرانه (کل مصرف خالص انرژی تجدیدپذیر تقسیم بر جمعیت) بر حسب بیلیون‌کیلووات ساعت، LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب دلار به قیمت ثابت سال پایه ۲۰۰۰ (پروکسی رشد اقتصادی) است و u_{it} نشانگر جمله اخلال است.

منبع داده‌های مربوط به متغیر GDP، شاخص‌های توسعه جهانی (WDI 2010)[3] و منبع داده‌های مصرف انرژی تجدیدپذیر سازمان اطلاعات انرژی (EIA)[4] می‌باشد. جامعه آماری تحقیق حاضر نیز کشورهای عضو و غیرعضو OECD می‌باشد، اما به‌دلیل کامل نبودن آمار و اطلاعات تمام کشورها در بازه زمانی (۲۰۰۸- ۱۹۸۰)، ۳۱ کشور عضو OECD و ۱۰۱ کشور غیر عضو OECD به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند.

در بحث روش تحقیق نیز با استفاده از نرم‌افزار Eviews7 نخست از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین (۲۰۰۳)، برتونگ (۲۰۰۲) و هادری (۲۰۰۰) برای بررسی ایستایی داده‌ها استفاده شده است. سپس، هم‌انباشتگی داده‌ها با استفاده از آماره‌های هم‌انباشتگی پانلی

1. Vector Error Correction Model
2. Total Renewable Electricity Net Consumption
3. World Development Indicators
4. Energy Information Administration

پدرونی (۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) آزمون شده و در آخر نیز رابطه بلندمدت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا[1] به کمک نرم‌افزار Stata11 استخراج شده است.

۳-۱. آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانلی

اغلب مدل‌های اقتصادسنجی که در دهه‌های قبل مورد استفاده قرار می‌گرفت بر فرض ایستایی سری‌های زمانی استوار بود. بعدها که ناایستایی بیشتر سری‌های زمانی آشکار شد، بکارگیری متغیرها منوط به انجام آزمون‌های ایستایی مربوطه گردید. چنانچه متغیرها ایستا باشند تخمین‌های حاصل مشکل رگرسیون ساختگی را نخواهند داشت، اما چنانچه متغیرها ایستا نباشند می‌بایست رابطه هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را بررسی نماییم.

لوین، لین و چو (۲۰۰۲) نشان دادند که در داده‌های پانلی استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. برای تشریح این آماره آزمون‌ها الگوی AR(1) بین بخشی زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_{it} = \rho_i Y_{i,t-1} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (۳)$$

Y_{it}: متغیر مصرف انرژی تجدیدپذیر، $i = 1,2,\ldots, N$ معرف کشورها، $t = 1,2,\ldots, T$ بیانگر دوره زمانی، ρ_i: ضریب خودهمبستگی برای هر مقطع، X_{it}: نماینده عرض از مبدأ و روند زمانی هستند و ε_{it}: جمله‌ی اخلال است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ است و فرض می‌شود که در بین کشورهای مختلف مستقل از هم هستند. براساس الگوی فوق اگر $|\rho_i| < 1$ باشد در این صورت Y_i ایستا و چنانچه $|\rho_i| = 1$ باشد Y_i دارای ریشه واحد بوده و ناایستا می‌باشد (I(1)). در مورد ρ_i دو پیش فرض وجود دارد:

- فرض اول اینکه ρ_i برای تمام کشورها یکسان است، یعنی $\rho_i = \rho$. آزمون‌های لوین، لین و چو، برتونگ و هادری براساس فرض اول تعریف شده‌اند.
- فرض دوم این است که ρ_i بین کشورها یکسان نیست. آزمون ایم، پسران و شین بر این اساس است.

$$H_0: \rho_i = 0 \qquad i = 1, 2,\ldots,N$$

$$H_1: \begin{cases} \rho_i < 0 & i = 1, 2, 3,\ldots,N \\ \rho_i = 0 & i = N_1 + 1, N_1+2,\ldots \end{cases} \qquad 0 < N_1 < N \qquad (۴)$$

1. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

در آماره آزمون‌های لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین و برتونگ فرض صفر مبنی بر ناایستایی است و در آماره آزمون هادری فرضیه صفر مبنی بر ایستایی است.

۳-۲. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی

مهم‌ترین نکته در تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی آن است که با وجود غیرایستا بودن اغلب سری‌های زمانی و داشتن یک روند تصادفی افزایشی یا کاهشی در بلندمدت ممکن است که یک ترکیب خطی از این متغیرها همواره ایستا و بدون روند باشند. با استفاده از تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی این روابط بلندمدت کشف می‌شوند. به عبارتی دیگر، در صورت صحیح بودن یک نظریه اقتصادی و ارتباط مجموعه‌ای از این متغیرها انتظار داریم که ترکیبی از این متغیرها در بلندمدت ایستا و بدون روند باشند (ابریشمی، ۱۳۸۱).

همانند سری‌های زمانی، بررسی وجود هم‌انباشتگی متغیرها در داده‌های پانلی نیز مهم است. آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد قابلیت استفاده را دارند (بالتاگی، ۲۰۰۵).

فروض انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \ \rho = 1 \\ H_1: \ \rho < 1 \end{cases} \qquad (۵)$$

فرضیه اول بیانگر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها در تمام مقطع‌ها و فرضیه دوم نشان‌دهنده وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهاست.

پدرونی به‌منظور بررسی فرضیه صفر، ویژگی‌های نمونه محدود (کوچک) و مجانبی آماره‌های آزمون را نیز بسط داد. این آزمون، ناهمگنی بین مقطع‌ها در پانل را نیز در نظر می‌گیرد که هم شامل ناهمگنی در بردارهای هم‌انباشتگی و هم در پویایی‌های بلندمدت می‌باشند،زیرا هیچ دلیلی برای اینکه تمام پارامترها در بین مقطع‌ها یکسان باشند، وجود ندارد. پدرونی برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است:

- نوع اول مبتنی بر رویکرد درون گروهی[1] است که شامل چهار آماره، Panel ADF – Statistic، Panel U – Statistic، Panel P – Statistic و Panel PP – Statistic می‌باشد. این آماره‌ها بیانگر متوسط آماره آزمون‌های

1. Within-Dimension

سری زمانی هم‌انباشتگی پانلی در طول مقاطع هستند. فرضیه صفر $H_0 : \rho i = 1$ و فرضیه مقابل برای این آماره‌ها به‌صورت $H_1: \rho i = \rho < 1$ می‌باشد.

- آزمون دوم پدرونی بر روش بین‌گروهی[1] مبتنی است که شامل سه آماره Group ρ-Statistic، Group PP-Statistic و Group ADF - Statistic می‌باشد. فرضیه مقابل برای آماره این آزمون‌ها به‌صورت $H_1: = \rho_i < 1$ برای تمام i ها است.

پدرونی برای دوره زمانی کوتاهتر نشان داد که آماره آزمون ADF گروهی قدرت بیشتری نسبت به آماره‌های دیگر دارد، در حالی‌که آماره آزمون‌های ADF پانلی نسبت واریانس پانلی و P گروهی قدرت کمتری دارند. کائو (۱۹۹۹) به منظور انجام آزمون هم‌انباشتگی پانلی مدل رگرسیون زیر را در نظر گرفت:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + e_{it} \qquad (۶)$$

که درآن، x_{it} و y_{it} هم انباشته از درجه یک، I(1) می‌باشند همچنین، وی آماره آزمون‌های ریشه واحد DF و ADF را به‌منظور انجام آزمون هم‌انباشتگی پانلی پیشنهاد داد که آماره آزمون DF با استفاده از باقیمانده‌های آثار ثابت به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + v_{it} \qquad (۷)$$

کائو چهار نوع آماره آزمون DF را به‌منظور آزمون هم‌انباشتگی پیشنهاد داد:

$$DF_\rho = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \qquad (۸)$$

$$DF_t = \sqrt{1.25t_\rho} + \sqrt{1.875N}$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \frac{\sqrt{6N}.\hat{\sigma}_v^2}{2\hat{\sigma}_{ov}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{ov}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_v^2}}}$$

1. Between-Dimension

$$DF_{\rho}^{*} = \frac{\sqrt{N}.T(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_{v}^{2}}{\hat{\sigma}_{ov}^{2}}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_{v}^{4}}{5\hat{\sigma}_{ov}^{4}}}}$$

DF_{ρ} و DF_{t} فرض می‌کند که متغیرهای توضیحی و پسماندها مستقل بوده و آماره آزمون‌های DF_{ρ}^{*} و DF_{t}^{*} هرگونه رابطه برون‌زا (استقلال) را به‌صورت ناپارامتریک تصحیح می‌کنند. به‌منظور انجام آماره آزمون ADF رگرسیون زیر را داریم:

$$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p} \vartheta_{j}\Delta\hat{e}_{it-j} + v_{itp} \qquad (۹)$$

همچنین، با درنظرگرفتن فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی آزمون ADF می‌تواند به‌صورت زیر تعریف شود:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}.\hat{\sigma}_{v}^{2}}{2\hat{\sigma}_{ov}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{ov}^{2}}{2\hat{\sigma}_{v}^{2}} + \frac{3\hat{\sigma}_{v}^{2}}{10\hat{\sigma}_{ov}^{2}}}} \qquad (۱۰)$$

توزیع DF_{ρ}، DF_{t}، DF_{ρ}^{*}، DF_{t}^{*} و ADF متقارن بوده و همگرا به‌سمت توزیع نرمال استاندارد می‌باشند(بالتاگی، ۲۰۰۵).

۳-۳. آزمون DOLS

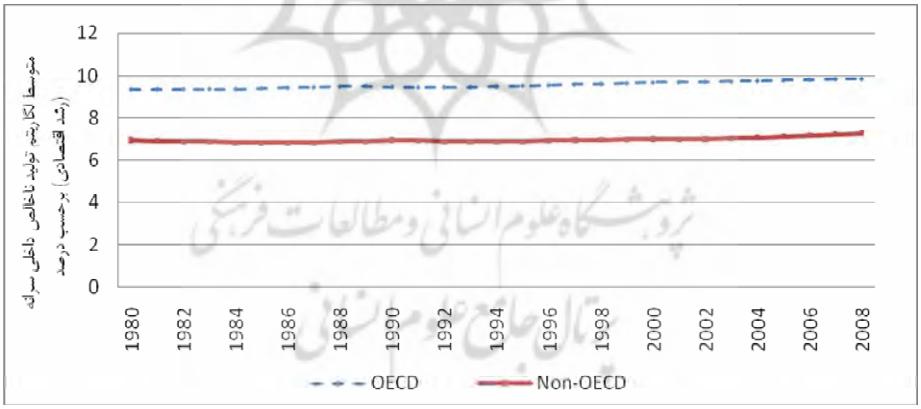
روش حداقل مربعات معمولی پویا توسط استاک و واتسون (۱۹۹۳) مطرح شده است که با اعمال تعدیلاتی در روش حداقل مربعات معمولی واکنش یک متغیر وابسته نسبت به تغییرات متغیرهای مستقل را مورد بررسی قرار می‌دهد. از مهم‌ترین مزیت‌های این روش در مقایسه با دیگر تخمین‌زننده‌های بردار هم‌انباشتگی این است که در نمونه‌های کوچک نیز کاربرد داشته و از ایجاد تورش همزمان جلوگیری می‌کند و از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است.

٤. تفسیر نتایج و یافته‌ها

در این قسمت، ابتدا روند رشد اقتصادی در دو گروه منتخب OECD و غیرعضو OECD طی دوره زمانی (۲۰۰۸-۱۹۸۰) در نمودار (۱) و همچنین رابطه رشد اقتصادی با لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در این دو گروه از کشورها (شیب تابع مصرف انرژی تجدیدپذیر) در نمودارهای (۲) و (۳) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نمودار (۱) نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در کشورهای منتخب OECD نسبت به کشورهای منتخب غیرعضو OECD طی دوره زمانی (۲۰۰۸-۱۹۸۰) در سطح بالاتری قرار دارد. متوسط رشد اقتصادی در کشورهای منتخب OECD در طول دوره زمانی مورد بررسی حدود ۹/۵۷۹ درصد و در کشورهای منتخب غیرعضو OECD، ۶/۹۵۵ درصد می‌باشد.

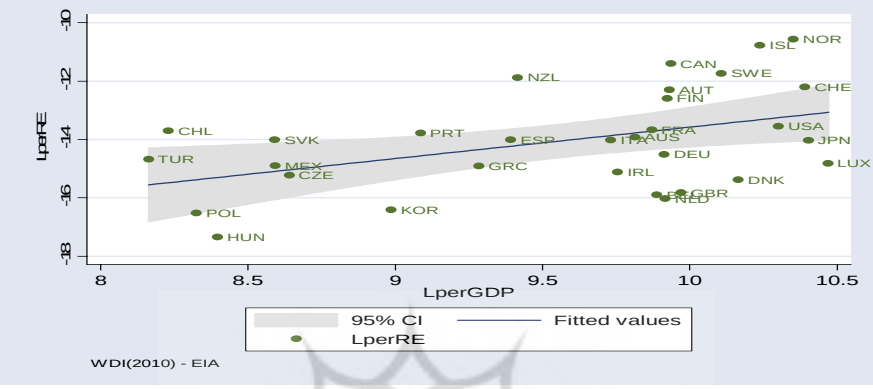
کمترین و بیشترین میزان رشد اقتصادی در کشورهای عضو OECD در سال‌های ۱۹۸۰ و ۲۰۰۸ بوده است که به ترتیب در حدود ۹/۳۷۴ و ۹/۸۶۵ درصد می‌باشد. کمترین و بیشترین میزان این شاخص در کشورهای غیرعضو OECD نیز به ترتیب در سال‌های ۱۹۸۶ و ۲۰۰۸ (۶/۸۲۹ و ۷/۲۵۹ درصد) بوده است.



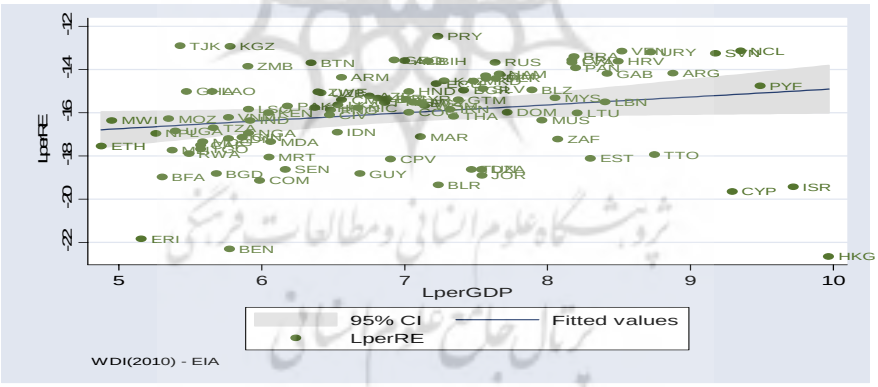
Source: EIA.

نمودار ۱. روند متوسط رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو OECD و غیرعضو OECD طی دوره زمانی (۲۰۰۸- ۱۹۸۰)

در نمودارهای (۲) و (۳) رابطه بین رشد اقتصادی با لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در کشورهای عضو OECD غیرعضو OECD نشان داده شده است، همان‌طورکه از مبانی نظری و مطالعات تجربی انتظار می‌رفت نتایج مشاهده شده از نمودارها نیز حاکی از این است که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) با لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه حرکت همسو دارد.



نمودار ۲. رابطه بین رشد اقتصادی و لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در کشورهای منتخب عضو OECD طی دوره زمانی (۲۰۰۸- ۱۹۸۰)



نمودار ۳. رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در کشورهای منتخب عضو Non-OECD طی دوره زمانی (۲۰۰۸- ۱۹۸۰)

از مقایسه نمودارهای (۲) و (۳) مشاهده می‌شود که میزان اثرگذاری رشد اقتصادی بر لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه (شیب نمودار) در کشورهای منتخب عضو OECD بیشتر از کشورهای منتخب غیرعضو OECD می‌باشد.

در ادامه، به‌منظور برآورد مدل و به‌دست آوردن رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در دو گروه منتخب از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی استفاده می‌شود. برای این منظور، با

استفاده از آماره آزمون‌های LLC، IPS، Breitung و Hadri به بررسی ایستایی متغیرها می‌پردازیم که نتایج آماره این آزمون‌ها در جداول (۱) و (۲) آمده است.

جدول ۱. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای کشورهای منتخب عضو OECD با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند

متغیر	روش آزمون	(P-Value) آماره آزمون	فرضیه صفر	نتیجه آزمون
LGDP	Levin, Lin & Chu t*	۰/۷۳ (۰/۷۶)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۱/۳۵ (۰/۰۸)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Breitung t-stat	۹/۵۷ (۱/۰۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Hadri Z-stat	۱۷/۲۴ (۰/۰۰)	عدم وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ایستایی رد می‌شود
LRE	Levin, Lin & Chu t*	۵/۰۸ (۱/۰۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۰/۷۱ (۰/۲۳)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Breitung t-stat	۲/۹۵ (۰/۹۹)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Hadri Z-stat	-۴/۷۸ (۰/۰۰)	عدم وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی بر ایستایی رد می‌شود

* اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال متغیرهای مدل می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای کشورهای منتخب Non- OECD با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند

متغیر	روش آزمون	(P-Value) آماره آزمون	فرضیه صفر	نتیجه آزمون
LGDP	Levin, Lin & Chut*	۳/۳۳ (۰/۹۹)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Im, Pesaran and Shin W-stat	۰/۹۹ (۰/۸۳)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Breitung t-stat	۸/۹۲ (۱/۰۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Hadri Z-stat	۱۹/۴۹ (۰/۰۰)	عدم وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ایستایی رد می‌شود
LRE	Levin, Lin & Chu t*	۱/۸۷ (۰/۹۶)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-۰/۲۴ (۰/۴۰)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Breitung t-stat	-۰/۲۸ (۰/۳۸)	وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ناایستایی پذیرفته می‌شود
	Hadri Z-stat	۱۸/۲۷ (۰/۰۰)	عدم وجود ریشه واحد	فرض صفر مبنی‌بر ایستایی رد می‌شود

* اعداد داخل پرانتز بیانگر احتمال متغیرهای مدل می‌باشند

مأخذ: نتایج تحقیق.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

با توجه به نتایج جداول (۱) و (۲) مشاهده می‌شود که متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) و لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در سطح و با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند ایستا نیستند. متغیرها براساس کلیه آماره‌های فوق با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. بنابراین، متغیرهای فوق انباشته از مرتبه اول ((I(1)) می‌باشند (نتایج برای صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند).

در مرحله بعد، از آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی پدرونی و کائو استفاده شده و هم‌انباشتگی متغیرها در بلندمدت بررسی می‌شوند. نتایج آماره این آزمون‌ها در جداول (۳) و (۴) نشان داده شده است:

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدرونی با درنظرگرفتن عرض از مبدأ و روند

آماره آزمون	کشورهای منتخب OECD		کشورهای منتخب Non- OECD	
	t – statistic	احتمال	t – statistic	احتمال
- Statistic υ Panel	-۴/۴۴	۰	-۲/۷۴	۰
- Statistic ρ Panel	۱/۰۳	۰/۲۳	۱۴/۴۵	۰
PP- Statistic Panel	-۱۰/۹۷	۰	-۱۰/۹۸	۰
ADF- Statistic Panel	-۶/۱۴	۰	۱۲/۸۹	۰
- Statistic ρ Group	۳/۴۸	۰	۱۶/۶۹	۰
Group PP- Statistic	-۷/۹۲	۰	-۱۲/۷۶	۰
Group ADF- Statistic	-۳/۱۴	۰/۰۰۲	۱۱/۵۴	۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی‌کائو با درنظرگرفتن عرض از مبدأ و روند

آماره آزمون	کشورهای منتخب OECD		کشورهای منتخب Non- OECD	
	t – statistic	احتمال	t – statistic	احتمال
DF	-۷/۳۸۶	۰	------	
DF*	-۷/۳۸۷	۰		
ADF	------		۱/۵۴	۰/۰۶۰

مأخذ: نتایج تحقیق.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول (۳) بیانگر این است که در کشورهای منتخب OECD متغیرهای مدل بجز آماره آزمون Panel ρ statistic- در سطح ۵ درصد و در کشورهای منتخب Non-OECD براساس تمام آماره آزمون‌های فوق معنادارند. آزمون کائو در جدول (۴) نیز در کشورهای منتخب OECD براساس آماره آزمون‌های DF و *DF در سطح ۵ درصد و در کشورهای منتخب Non-OECD بر اساس آماره

آزمون ADF در سطح ۱۰درصد معنادارند، بنابراین فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم هم‌انباشتگی متغیرها رد شده و متغیرها در بلندمدت هم‌انباشته بوده و رابطه بلندمدت بین آنها وجود دارد.

پس از تأیید رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها به منظور به‌دست آوردن بردار هم‌انباشتگی از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده می‌کنیم که نتایج در جدول (۵) آورده شده‌اند:[۱]

جدول ۵ . تخمین بردار هم انباشتگی با استفاده از روش DOLS

متغیر	کشورهای منتخب OECD			کشورهای منتخب Non- OECD		
	t – statistic	ضریب	احتمال	t – statistic	ضریب	احتمال
LGDP	۲/۱۹	۰/۹۹۳	۰/۰۱۴	۰/۷۷۸	۵/۲۸	۰
t	۱/۹۲	۰/۰۱۱	۰/۰۷۷	۰/۰۰۷	۱/۶۳	۰/۰۵۱

t: روند زمانی.

مأخذ: نتایج تحقیق.

در مرحله آخر نیز ضرایب موجود در جدول (۵) بردار هم‌انباشتگی را به‌دست می‌دهد. بنابراین، مدل اصلی به‌صورت مدل زیر در می‌آید که خواهیم داشت:

$$LRE_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} LGDP_{it} + u_{it} \quad LRE_{OECD} = 0.011t + 0.993.LGDP_{it} + u_{it}$$

$$t = \quad (1.92) \qquad (2.19)$$

$$LRE_{Non-OECD} = 0.007\,t + 0.778.LGDP_{it} + u_{it} \qquad (۱۲)$$

$$t = \quad (1.63) \qquad (5.28)$$

معادلات (۱۱) و (۱۲) به‌ترتیب بردار هم‌انباشتگی کشورهای منتخب عضو OECD و منتخب غیرعضو OECD را نشان می‌دهد.[۲] ملاحظه می‌شود که کشورهای عضو OECD از لحاظ میزان اثرگذاری بلندمدت رشد اقتصادی بر لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه (شیب تابع) در سطح بالاتری نسبت به کشورهای غیرعضو OECD قرار دارند که این نتایج حاصل از نمودارها را نیز تأیید می‌کند.

۱. برای مشاهده خروجی نرم‌افزار Stata به‌منظور تخمین بردار هم‌انباشتگی در کشورهای عضو OECD و Non-OECD با استفاده از روش DOLS به پیوست‌های (۱) و (۲) در انتهای مقاله رجوع شود.

۲. در نرم‌افزار Stata به‌طور خودکار عرض از مبدأ درنظرگرفته نمی‌شود.

ضرایب متغیرها در هر دو گروه از کشورها مثبت می‌باشد، همچنین متغیر رشد اقتصادی در سطح ۵ درصد و روند زمانی در سطح ۱۰ درصد از لحاظ آماری معنادارند. با افزایش (کاهش) یک درصد رشد اقتصادی در کشورهای عضو OECD و غیرعضو OECD، مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه آنها به میزان ۰/۹۹۳ و ۰/۷۷۸ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. بنابراین، بین مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در گروه‌های منتخب رابطه بلندمدت وجود دارد.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بهره‌برداری از انرژی‌های تجدیدپذیر طی دهه‌های اخیر نسبت به انرژی‌های فسیلی از رشد بالایی برخوردار بوده است. عوامل متعددی به‌ویژه هزینه اولیه و قیمت تمام شده بالا، عدم سرمایه‌گذاری کافی و بهبود کارایی تکنولوژی‌های مربوطه، نبود سیاست‌های حمایتی نفوذ و توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر را کند و محدود ساخته‌است. در این راستا، شرایط جغرافیایی و محدودیت‌های ذاتی انرژی‌های تجدیدپذیر مانند آب و هوا و موانع تکنولوژیک موجود می‌تواند از دلایل عدم گسترش انرژی‌های نو در کشورهای غیر عضو OECD باشد. از سوی‌دیگر، ناآگاهی و نااطمینانی‌ها در این بخش باعث پیش‌داوری‌های نابجا می‌شوند که احتمالاً ناشی از کمبود اطلاعات از این بخش است.

در این مطالعه با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی پانلی تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در کشورهای منتخب OECD و غیرعضو OECD طی دوره زمانی (۲۰۰۸- ۱۹۸۰) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان داد که متغیر رشد اقتصادی و تغییرات فناوری به‌طور معناداری تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه کشورهای مورد بررسی داشتند. به‌اینصورت‌که با افزایش (کاهش) متغیرهای موردنظر مصرف انرژی تجدیدپذیر در این کشورها نیز افزایش (کاهش) می‌یابد. در بلندمدت نیز رابطه هم‌انباشتگی بین رشد اقتصادی و لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در این دو گروه از کشورها وجود داشت. کشورهای عضو OECD سطح رشد اقتصادی و میزان اثرگذاری بلندمدت رشد اقتصادی سرانه بر لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه بالاتری نسبت به کشورهای غیرعضو OECD داشتند. براساس نتایج به‌دست آمده از تخمین‌ها، فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در کشورهای منتخب وجود دارد را نمی‌توان رد کرد.

منابع

ابریشمی، حمید (۱۳۸۱)، *اقتصاد سنجی کاربردی*، تهران: انتشارات دانشگاه.

بهبودی، داود، محمدزاده، پرویز و سودا جبرائیلی (۱۳۸۸) ، "بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۳، صص ۲۲ ـ ۱.

ماهنامه تازه‌های انرژی (۱۳۸۸)، سال دوم، شماره ۹، صص ۴۲-۴۴.

مزرعتی، محمد (۱۳۷۸)، *مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های VAR، BVAR (تقاضای حامل‌های انرژی در ایران)*، رساله دکترا، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

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

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

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

Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Inc, (Eds), New York, USA.

Berndt, E. R. & D.O. Wood (1975), "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy"**,** *Review of Economics and Statistics*, No. 57, PP. 259-268.

Breitung, J. (2002), "Nonparametric Tests for Unit Roots and Co Integration", *Journal of Econometrics*, No. 108, PP. 343-363

Hadri, K. (2000), "Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data", *Journal of Econometrics*, No. 3, PP. 148-161.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Y. Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, No. 115, PP. 53-74.

Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co integration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, No. 90, PP. 1- 44.

Levine, A. Lin, C. F. & C. S. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties"**,** *Journal of Econometrics*, No. 108, PP. 1-24.

Mehrara, M. (2007), "Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries"**,** *Energy Policy*, No. 35, PP. 2939-2945

Pedroni, P. (2004), "Panel Co Integration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, No. 20, No. 3, PP. 597-625.

Sandusky, P. (2009), "Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economies", *Energy Policy*, Vol. 37, PP. 4021-4028.

Stern, D. I. (1993), "Energy Use and Economic Growth in the USA, A Multivariate Approach", *Energy Economics*, No. 15, PP. 137 -150.

Stern, D.I. & C. J. Cleveland (2004), "Energy and Economic Growth, Rensselaer", Working Papers in Economics 0410.

Stock, J. H. & M. W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Co integrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, No. 61, PP. 783 -820.

World Development Indicators (2010), CD-ROM, World Bank.

www.eia.doe.gov/renewable/data.cfm/countries/country-energy-data.

پیوست ۱. نتایج تخمین بردار هم‌انباشتگی به روش DOLS با استفاده از نرم‌افزار Stata برای کشورهای عضو OECD

xtdolshm lperre lpergdp trend,nla(1) nle(1)
DOLS Hom. Panel data Coint. Estimation results Number of obs = 783
Group variable: i
Wald chi2(2) = 26.02

lperre	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf. Interval]	
lper gdp	۰/۹۹۳۴۴۸۶	۶۱/۲۵۷۶۳	۲/۱۹	۰/۰۱۴	-۳/۳۰۳۸۹۵	۵/۲۹۰۷۹۲
trend	۰/۰۱۱۳۶۹۸	۱/۶۶۴۳۸۴	۱/۹۲	۰/۰۷۷	-/۱۰۵۳۹	/۱۲۸۱۲۹۶

Prob > chi2 = 0/000

پیوست ۲. نتایج تخمین بردار هم‌انباشتگی به روش DOLS با استفاده از نرم‌افزار Stata برای کشورهای Non-OECD

xtdolshm lperre lpergdp trend,nla(1) nle(1)
DOLS Hom. Panel data Coint. Estimation results Number of obs = 1653
Group variable: i
Wald chi2(2) = 45/33

lperre	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf. Interval]	
lper gdp	۰/۷۷۸۴۴۴	۲۸/۹۲۰۸۹	۵/۲۸	۰/۰۰۰	-/۶۱۶۷۷۲۴	۲/۱۷۳۶۶
trend	۰/۰۰۷۵۶۷۵	۰/۹۰۹۳۴۹۲	۱/۶۳	۰/۰۵۱	-/۰۳۶۳۰۱۸	/۰۵۱۴۳۶۸

Prob > chi2 = 0/000