[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

بررسی وجود همگرایی تصادفی و بتا در مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای عضو اوپک

فیروز فلاحی[1]، رضا رنج پور[2]، توحید شکری[3]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۱٤ تاریخ پذیرش: ۹٦/۰۸/۱٦

چکیده

در این مطالعه به بررسی وجود همگرایی تصادفی و همگرایی بتا در مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۱–۱۹۷۱ پرداخته می‌شود. بدین‌منظور برای آزمون وجود یا عدم وجود همگرایی تصادفی از آزمون ریشه‌واحد ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳) و همچنین جهت آزمون همگرایی بتا از مدل ارائه‌شده توسط پرون و یابو(۲۰۰۹) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از روش پرون و یابو نسبت به وجود یا عدم وجود ریشه‌واحد حساس نبوده و به این دلیل نتایج حاصله قابل استنادتر از نتایج سایر روش‌ها می‌باشد. نتایج آزمون‌ها بطور کلی نشان می‌دهد که در بین مصرف سرانه انرژی تک‌تک کشورها، همگرایی تصادفی وجود دارد. بر اساس نتایج روش پرون و یابو، می-توان اذعان داشت که همگرایی بتا برای مصرف سرانه انرژی کشورهای آنگولا، اکوادور، ایران، نیجریه، قطر و ونزوئلا در رژیم اول (دوره قبل از شکست ساختاری) و برای کشورهای الجزایر، آنگولا، عربستان، اکوادور، امارات، ایران، عراق، لیبی و قطر در رژیم دوم (دوره ی بعد از شکست ساختاری) برقرار است گرچه برای کشورهای نیجریه و ونزوئلا نتایج، حاکی از واگرایی مصرف سرانه انرژی می باشد. تاریخ شکست‌های

۱ دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)، ffallahi@tabrizu.ac.ir
۲ دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، reza.ranjpour@gmail.com
۳ دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز، shokritohid@gmail.com

ساختاری برآورد شده از این روش‌ها به شکل خوشه‌ای در سال‌های ۱۹۷۷-۱۹۷۴، ۱۹۸۴-۱۹۷۹، ۱۹۹۴-۱۹۸۹ و ۱۹۹۸-۱۹۹۶ متمرکز شده‌اند که دلیل آن، وقوع شوک‌های بزرگ انرژی یا اقتصادی در این سال‌ها می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: مصرف سرانه انرژی ، همگرایی بتا، همگرایی تصادفی، شکست ساختاری، ریشه واحد.

طبقه‌بندی JEL : Q40, O40, C22.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

۱. مقدمه

انرژی به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده در تولید کالا و خدمات، نقش بسیار مهمی ایفا می‌کند. به‌حدی‌که نیاز مبرم انسان به آن، بررسی مسائلی همچون پایداری مصرف انرژی، میزان بهره وری انرژی، سیر تحولات ساختار سیستم انرژی، صرفه جویی در مصرف انرژی و... را بخصوص پس از پدید آمدن رکود های بزرگ اقتصادی در جهان در طی ۴۰ سال اخیر پراهمیّت کرده است.

صنعتی شدن اقتصادها و توسعه‌ی بخش انرژی، با گذشت زمان الگوی مصرف انرژی را تغییر می دهد. پیشرفت‌های تکنولوژیکی در بخش انرژی باعث بهبود بهره‌وری انرژی در اکثر کشورها می‌شود. از طرف‌دیگر، پیدایش موضوعات و چالش‌های جدید منطقه‌ای از جمله مسائل زیست‌محیطی مانند آلودگی‌هوا، میزان انتشار آلاینده‌ها و... توجه به چگونگی و میزان مصرف انرژی را بیشتر کرده‌است. جهت برآورد پیش بینی‌های دقیق از میزان تقاضای مصرف انرژی در آینده و همچنین روند انتشار گازهای گلخانه ای، بررسی ساختار مصرف انرژی کشورها ضرورت فراوان دارد.

باتوجه به اینکه بررسی همگرایی مصرف سرانه‌ی انرژی می تواند رفتار مصرف انرژی کشورها را در بلندمدت بدست آورد و از طرفی سود خالص حاصل از استخراج ذخایر انرژی برای کشورها، برابرِ با کل ارزش ذخایر انرژی درحال استخراج، منهای مصرف داخلی می باشد بنابراین می توان با اطلاع از رفتار مصرف انرژی این کشورها و اصلاح آن، به حداکثر سود حاصل از صادرات ذخایر انرژی دست یافت.

ضرورت انجام مطالعه در مورد آزمون همگرایی مصرف سرانه انرژی را می توان در تحلیل نتایج بدست‌آمده از آن جستجو کرد. نتایجی که در سیاست‌گذاری کشورها در زمینه پایداری مصرف انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آگاهی از این تحلیل‌ها می‌تواند سیاستگذار را در انتخاب صحیح سیاست‌ها، جهت رسیدن به مصرف پایدار انرژی که دغدغه اکثر کشورهاست راهنمایی کند. به طوریکه یافتن پاسخ به این سوال که اگر کشوری به‌هرعلتی (افزایش قیمت در اثر آزادسازی یارانه حامل‌های انرژی، رکود یا رشد

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

اقتصادی، جنگ و...) از میزان مصرف انرژی معمول خود دور شود آیا مجدداً به همان مصرف اولیه خود باز خواهد گشت؟ از اهمیت ویژه ای برخوردار است. از این رو، در این مطالعه به بررسی همگرایی تصادفی و همگرایی بتای مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک پرداخته می‌شود.

بنابراین اهداف اصلی این مطالعه، یافتن پاسخ به این سوالات است که :

- آیا در بین مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک، همگرایی تصادفی وجود دارد؟
- آیا در بین مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک، همگرایی بتا وجود دارد؟

جهت رسیدن به این اهداف، علاوه بر استفاده از آزمون های دیکی فولر و فیلیپس-پرون، از آزمون های پیشرفته لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳) و پرون و یابو(۲۰۰۹) که دارای ویژگی های منحصر به فردی می‌باشند استفاده می شود.

این تحقیق در ۵ بخش سازماندهی شده‌است. در بخش بعدی به مبانی نظری و پیشینه ی تحقیق پرداخته‌می‌شود. بخش سوم به معرفی روش‌شناسی تحقیق و مباحث اقتصادسنجی مورد استفاده در تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، داده‌ها و نتایج تجربی و سرانجام در بخش پایانی، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مسئله همگرایی از مدل‌های رشد نئوکلاسیک-مانند مدل سولو[1](۱۹۶۵)- که بر پایه‌ی فرضیه بازدهی نزولی سرمایه تجدیدپذیر استوار می‌باشد بدست آمده‌است. این الگو نشان می‌دهد که چگونه درآمد سرانه هر اقتصاد، به سمت حالت پایدار خودش و در شرایطی، به سمت درآمد سرانه دیگر اقتصادها همگرا می شود. بعدها بارو و سالایی مارتین[2] با استفاده از فروض بازدهی ثابت نسبت‌به‌مقیاس، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید، فناوری ثابت

1. Solow
2. Barro and Sala -i- Martin

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

و برون‌زا بودن نرخ رشد نیروی کار و پس انداز، نرخ رشد سرمایه سرانه را به صورت زیر در نظر گرفتند:

$$K^*=sf(k)-(n+\delta)k \qquad (۱)$$

که در رابطه ی (۱)، k برابر با سرمایه سرانه، s نرخ پس انداز، n نرخ رشد جمعیت، δنرخ استهلاک، f(k) تابع تولید و *K بیانگر نرخ رشد سرمایه می باشد. با مساوی صفر قرار دادن *K، می توان سرمایه سرانه در حالت تعادلی را بدست آورد:

$$K^* = 0 \quad \Rightarrow n + \delta = \frac{sf(k^*)}{k^*} \qquad (۲)$$

بارو و سالایی مارتین به این نکته اشاره دارند که اگر گروهی از اقتصادها با ساختار اقتصادی نزدیک به هم وجود داشته باشد در این صورت مقادیر n، s و δ برای این اقتصادها برابر بوده و در نتیجه در حالت پایدار مقادیر مشابهی برای y و K خواهند داشت(فروغی پور، ۱۳۸۵).

از دهه‌ی ۱۹۸۰ مساله همگرایی به یکی از مسائل مهم در ادبیات اقتصاد کلان تبدیل شد. به طوری که تا به حال مطالعات بسیار زیادی در این زمینه در سطح دنیا انجام شده-است. بر اساس پیش‌بینی‌های همگرایی، اقتصادهایی با سطوح پایین مصرف سرانه انرژی نسبت به اقتصادهایی با سطوح بالای مصرف سرانه ی انرژی تمایل دارند که نرخ رشد مصرف سرانه انرژی بیشتری داشته باشند.

پیش‌بینی مدل نئوکلاسیک در ارتباط با همگرایی در مطالعات تجربی بوسیله دو فرضیه مختلف مورد آزمون قرار می‌گیرد. اولین فرضیه که فرضیه همگرایی بتا[1] نامیده می‌شود خود به ۲ نوع همگرایی شرطی[2] و همگرایی غیرشرطی (مطلق)[3] تقسیم می‌شود. در حالت اول، ساختار اقتصادی کشورها از همدیگر متفاوت بوده و هر اقتصاد به سمت سطح پایدار

1. Beta Convergence (β convergence)
2 .Conditional β convergence
3 . Absolute β convergence

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

بلندمدت خود میل می‌کند. بطوریکه هرچه اختلاف بین سطح پایدار بلندمدت با سطح اولیه زیاد باشد سرعت همگرایی بالاتر خواهد بود. در حالت دوم اقتصادها به سمت حالت پایدار بلندمدت یکسانی همگرا می‌شوند. اما در صورتی این حالت تحقق می‌یابد که اقتصادها از لحاظ ساختار نزدیک به‌هم باشند. در نتیجه سطح تعادلی بلندمدت این گروه از اقتصادها مشابه هم بوده و تنها اختلاف موجود، در مقادیر اولیه شان خواهد بود.

فرضیه دوم که فرضیه‌ی همگرایی سیگما[1] نامیده می‌شود در حالتی اتفاق می‌افتد که پراکندگی در میان مصرف سرانه‌ی انرژی گروهی از اقتصادها در طی زمان کاهش یابد. درضمن وجود همگرایی بتا همگرایی سیگما را نیز به همراه دارد.

نوع دیگری از همگرایی، همگرایی تصادفی[2] می‌باشد. همگرایی تصادفی چنین بیان می‌کند که شوک های وارده بر روند مصرف سرانه انرژی، در طی زمان اثری موقت داشته و چنین شوک‌هایی، اگرچه باعث ایجاد نوسان در شیب و روند متغیر می‌شوند، اما این تغییرات موقتی بوده و متغیر، روند طبیعی خود را باز خواهدیافت. به عبارت دیگر همگرایی تصادفی وجود دارد اگر اختلاف یا نسبت متغیر مورد بررسی مانا باشد (فلاحی و رودریگز[3]، ۲۰۰۷).

همگرایی مصرف انرژی بین کشورهای مختلف می‌تواند به دلایل مختلفی همچون انتقال تکنولوژی، بهبود کارایی استفاده از انرژی و یا تغییر ترکیب حامل‌های انرژی اتفاق بیفتد. در مدل‌های رشد درون‌زا، اثر جذب تکنولوژی، سهم بزرگی در همگرا شدن مصرف انرژی کشورها دارد. با توجه به اینکه کپی‌برداری یا انتقال تکنولوژی بسیار آسان‌تر و کم هزینه‌تر از خلق تکنولوژی می‌باشد کشورهایی که امکانات مورد نیاز جهت انتقال این تکنولوژی‌ها را دارند با استفاده از آن می‌توانند بهره‌وری انرژی خود را افزایش داده و مصرف سرانه انرژی خود را سریعاً پایین آورند. به طوری که بامول[4] (۱۹۸۶)، انتشار

1. Sigma Convergence (σ convergence)
2 . Stochastic Convergence
3 . Fallahi and Rodriguez
4 . Baumol

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

تکنولوژی را عامل مهمی در همگرایی دانسته و تکنولوژی را همانند یک کالای عمومی توصیف می‌کند که انتشار آن موجب همگرایی کشورها می‌گردد.

به عقیده بامول جهانی‌شدن برای کشورهای در حال توسعه یک مزیت بزرگ می‌باشد که به‌واسطه آن می‌توانند با تقلید از کشورهای پیشرفته نرخ رشد بهره‌وری‌شان را افزایش دهند. دلیل این امر آن است که کشورهای پیشرفته در مسیر اختراع یک تکنولوژی جدید نیازمند انجام یک سری آزمون و خطا هستند که هزینه بر می‌باشد ولی کشور مقلّد نیازی به طی کردن این مسیر ندارد (رنجبر و علمی،۱۳۹۰). همچنین همگرایی می‌تواند در نتیجه تغییر در ترکیب حامل‌های انرژی از طریق کاهش در مصرف سوخت‌های فسیلی حاصل شود. به‌طوری‌که در اوایل تشکیل اوپک، کشورهای صنعتی و توسعه‌یافته اقدام به تغییر در الگوی مصرف انرژی و جایگزین‌سازی سایر حامل‌های انرژی به جای نفت نمودند و در مقابل افزایش قیمت نفت تلاش نمودند با افزایش بهره‌وری در مصرف انرژی، کمترین آسیب را ببینند (حشمت‌زاده، ۱۳۹۰).

جهت اثبات وجود یا عدم وجود همگرایی ۲ دیدگاه بارز وجود دارد:

الف) رویکرد کلاسیک همگرایی که در این رویکرد، اثبات وجود همگرایی با انجام یک رگرسیون مقطعی که به شکل زیر می باشد صورت می پذیرد (بارو و سالایی مارتین ۱۹۹۱):

$$Gy_i = \alpha + \beta \ln y_{i,0} + \emptyset z_i + \varepsilon_i \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) Gy_i برابر متوسط نرخ رشد مصرف سرانه انرژی کشور i ام طی یک دوره‌ی مشخص می باشد که معادل $Gy_i = \ln y_{i,\tau} - \ln y_{i,0}$ است ($\ln y_{i,0}$ لگاریتم مصرف سرانه انرژی در ابتدای دوره و $\ln y_{i,\tau}$ لگاریتم مصرف سرانه انرژی در پایان دوره می باشد). z بردار متغیرهای کنترل، ε_i جمله ی خطای تصادفی، i نمایانگر مقطع و α عرض از مبدا مدل می باشد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

در معادله‌ی فوق، اگر مدل بدون لحاظ کردن متغیرهای کنترل برآورد شود و ضریب برآورد شده برای β بین صفر و منفی یک باشد (۰>β>۱-) فرضیه ی همگرایی مطلق β تائید می‌شود. اما در صورتی که ضریب برآوردشده برای β با وارد کردن متغیر شرطی به مدل، بین صفر و منفی یک بدست آید فرضیه‌ی همگرایی شرطی β مورد پذیرش قرار می-گیرد.

ب) روش سری‌های زمانی: این روش آزمون همگرایی که توسط برنارد و دورلاف[1] (۱۹۹۵) مطرح شد بیشتر بر روی اختلاف مصرف سرانه انرژی کشورها نسبت به همدیگر و یا نسبت به یک مقدار متوسط می باشد.

در این روش، فرضیه‌ی همگرایی بر اساس آزمون‌های سری زمانی بدین صورت مطرح می‌شود که اگر پیش‌بینی‌های بلندمدت از مصرف سرانه انرژی برای دو کشور در یک دوره‌ی مشخص برابر باشد می‌توان گفت مصرف سرانه‌ی انرژی برای این دو کشور همگرا می باشد به‌طوری که:

$$\lim_{k\to\infty} E\,(y_{i,t+k} - y_{j,t+k}) = 0 \qquad (۴)$$

که در رابطه (۴)، $y_{i,t+k}$ مصرف سرانه انرژی کشور i ام برای دوره ی زمانی t+k و $y_{j,t+k}$ مصرف سرانه انرژی کشور j ام برای دوره‌ی زمانی t+k است. در این آزمون اگر اختلاف بین مصرف سرانه انرژی کشورهای i و j دارای ریشه واحد نباشد، می‌توان نتیجه گرفت که مصرف سرانه انرژی این دو کشور همگرا می باشد.

در مطالعه‌ی پرون (۱۹۸۹)[2]، اثبات شد که بررسی آزمون ریشه واحد بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری، نتایج به‌دست آمده را کم اعتبار و گاهاً بی اعتبار می‌کند. بنابراین از آن به بعد، این آزمون‌ها با لحاظ حداقل یک شکست ساختاری انجام می‌شود بطوری‌که نقطه‌ی شکست بصورت درون‌زا از خود داده‌ها برآورد می‌شود. یکی از آزمون-هایی که از شکست ساختاری بهره می‌برد و استفاده‌های گسترده‌ای از آن در تخمین

1. Bernard & Durlauf
2. Perron

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

آزمون های ریشه واحد برای متغیرهای اقتصادی مختلف شده است آزمون زیوت و اندروز (۱۹۹۲)[1]می‌باشد. بعدها لامسدین و پاپل (۱۹۹۷)[2] با گسترش مدل پایه‌ای شکست ساختاری پرون، امکان وجود ۲ نقطه شکست در ساختار داده‌ها را در مدل خود وارد کردند. لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)[3] و جول و همکاران (۲۰۰۳)[4]، با تعمیم مدل پایه‌ای به چند شکست ساختاری درون‌زا، قدرت تشخیص آزمون ریشه واحد را افزایش دادند.

مطالعات خارجی

چن و لی (۲۰۰۷)[5]، با استفاده از آزمون مانایی تابلویی کاریون- ای – سیلوستره و همکاران[6] (۲۰۰۲) که برای مصرف سرانه انرژی ۱۰۴ کشور در طی دوره زمانی ۲۰۰۵ - ۱۹۶۵ انجام شده بود با تقسیم این کشورها به ۷ منطقه نشان دادند که برای هر منطقه، همگرایی تصادفی در مصرف سرانه انرژی وجود دارد.

لین و اسمیت (۲۰۰۹)[7]، به بررسی وجود همگرایی مصرف سرانه انرژی بین بخشی، برای کشور ایالات متحده طی دوره ی زمانی ۲۰۰۸–۱۹۷۳ پرداختند. آنها با استفاده از مدل حافظه ی بلند مدت[8] به این نتیجه رسیدند که اگرچه در بخش های تجاری و صنعتی، مصرف سرانه انرژی ناماناست اما در بخش خانگی، مصرف سرانه انرژی مانا می باشد.

اوزتورک و آسلان (۲۰۱۱)[9]، مصرف سرانه انرژی بخشی در ترکیه را با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ در طی سالهای ۲۰۱۰ - ۱۹۷۱ مطالعه نموده و نشان دادند که مصرف سرانه انرژی بین بخشی در ترکیه ماناست. به‌این‌معنا که در بین مصرف سرانه ی انرژی بین بخشی در ترکیه همگرایی تصادفی وجود دارد و هرگونه شوک وارده بر بخش های انرژی در این کشور اثر موقتی خواهد داشت.

---

1 .Zivot and Andrews

2 .Lumsdaine and Papell

3. Lee and Strazicich
4. Jewell et al
5. Chen and Lee
6. Carrion-i-Silvestre et al
7. Lean and Smyth
8. Long Memory
9. Ozturk and Aslan

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

محمدی و رام (۲۰۱۲)[1]، همگرایی مصرف جهانی انرژی را در طی دوره ۲۰۱۰ - ۱۹۶۰ برای ۱۰۸ کشور بررسی کرده و با وجود شواهدی مبنی بر قوی بودن همگرایی مصرف برق در جهان، میزان همگرایی مصرف سرانه انرژی در کل کشورهای جهان را ضعیف عنوان می کنند. منگ و همکاران (۲۰۱۲)[2]، به بررسی همگرایی مصرف سرانه انرژی در بین ۲۵ کشور OECD برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۰ می پردازند و به این نتیجه می رسند که شاخص های مورد مطالعه، همگرایی مصرف سرانه انرژی در میان کشورهای OECD را تائید می کند.

کولا و همکاران (۲۰۱۲)[3]، با استفاده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ[4] برای ۲۳ کشور OECD، در مورد مانایی مصرف سرانه برق آنها برای دوره ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۰، مطالعه ای را صورت دادند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص مصرف سرانه ۲۱ کشور از ۲۳ کشور OECD مانا می‌باشد. لیدل (۲۰۱۲)[5]، در مقاله ای با عنوان "بازبینی همگرایی شدت انرژی در جهان و تفاوت‌های منطقه ای" دو پنل مختلف از کشورها را که در یکی ۱۱۱ کشور و در دیگری ۱۳ کشور جای داده بود را بررسی کردند. آنها با استفاده از روش پویایی درون توزیعی به این نتیجه رسید که در هر دو پانل وجود همگرایی مورد تائید است.

هریاس و لیو (۲۰۱۳)[6]، در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی شدت انرژی استان‌های چین با استفاده از داده‌های ماهانه سالهای ۲۰۰۹-۲۰۰۳ پرداختند. در این مطالعه که از آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی استفاده شده، همگرایی تصادفی شدت انرژی بین استان‌های مختلف کشور چین مورد تائید قرارگرفت. هائو و همکاران (۲۰۱۵) [7]، با استفاده از داده-های پانل ۲۹ استان چین و به دو روش رگرسیونی ایستا و پویا به بررسی همگرایی مصرف

1. Mohammadi and Ram
2. Meng et al
3. Kula et al
4. Lee and Strazicich
5. Liddle
6. Herrerias and Liu
7. Hao et al

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

سرانه انرژی پرداختند و نتایج نشانگر آن‌است که در صورت لحاظ یک نقطه ی شکست در سال ۱۹۹۶، بین مصرف سرانه انرژی این استان‌ها همگرایی وجود دارد گرچه سرعت این همگرایی پایین می‌باشد.

فلاحی و وویا[1] (۲۰۱۵) در طی یک مقاله به بررسی مصرف انرژی سرانه در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[2] پرداختند. آنها با استفاده از روش زیرنمونه‌گیری و تشکیل فاصله اطمینان به این نتیجه رسیدند که تنها در ۱۳ کشور دلایل کافی برای وجود همگرایی مصرف انرژی وجود دارد.

در سال ۲۰۱۶ فلاحی و همکاران[3] به بررسی ماندگاری مصرف انرژی در ۱۰۷ کشور در طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج این مطالعه نشانگر این است که کشورهای دنیا را می توان به ۳ گروه تقسیم کرد: آنهایی که مصرف انرژی آنها مانا هست که اغلب شامل کشورهای توسعه یافته و کشورهای غنی از منابع انرژی می‌باشد، گروه دوم کشورهایی که مصرف انرژی آنها نامانا هست و گروه سوم کشورهایی که سری زمانی مصرف انرژی در آنها دارای ویژگی انفجاری می‌باشد. همچنین فلاحی (۲۰۱۷) با استفاده از روش زیرنمونه-ای[4] به بررسی همگرایی مصرف سرانه انرژی در بین ۱۰۹ کشور در طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۷۱ پرداخته است. بدین منظور وی به جای بررسی همگرایی کشورها به یک کشور خاص یا میانگین مصرف انرژی، همگرایی تک‌تک کشورها نسبت به هم را بررسی کرده است. نتایج حاصل از ۷۹۶۲ زوج-کشور نشانگر وجود همگرایی تصادفی در بین این کشورها می‌باشد.

1. Fallahi and Voia
2 . OECD
3. Fallahi et al
4 . Subsampling

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]

[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

مطالعات داخلی

به دلیل اینکه در ادبیات اقتصاد انرژی کشور تاکنون مطالعه‌ای در مورد همگرایی مصرف سرانه انرژی انجام نشده است، لاجرم به چند نمونه از مطالعات صورت‌گرفته در داخل کشور که در مورد همگرایی GDP و یا بهره وری انرژی می‌باشد، اشاره می‌شود.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)، در طی مطالعه‌ای به بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی در طول سالهای ۲۰۰۳–۱۹۸۰ به کمک روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این کار پژوهشی، دلالت بر همگرایی سیگما و بتا در بین کشورهای اسلامی دارد.

رنجبر و علمی (۱۳۸۷)، به تفسیر مدل سری زمانی و شاخص‌های نابرابری از شکل گیری همگرایی در کشورهای گروه D-8 پرداختند. آنها در چارچوب مدل سولو - سوان، فرضیه همگرایی تولید ناخالص سرانه واقعی را برای گروه های مختلف کشورها در بازه های زمانی مختلف آزمون کردند. در همه موارد، آنها مشاهدات قوی مبنی بر همگرایی منطقه‌ای بلندمدت را ملاحظه کردند. همچنین پراکندگی درآمد سرانه این مناطق در طی زمان به طور پیوسته کاهش یافته و سرعت همگرایی سالانه در حدود ۲ درصد گزارش شد.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله خود به بررسی همگرایی بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی با متدولوژی سری زمانی در طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۵–۱۹۶۵ پرداخته‌اند. نتایج برآوردی حاکی از وجود همگرایی بتا در اکثر کشورهای اسلامی به سمت مقدار متوسط درآمد سرانه این گروه از کشورها می باشد.

بهبودی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه ای با عنوان "بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی" طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۳ وجود همگرایی بهره‌وری انرژی را تائید کردند. همچنین نتایج نشانگر وجود وابستگی فضایی بین کشورها بود، بدین معنا که مجاورت، تاثیر مثبت بر رشد بهره‌وری انرژی در بین این کشورها دارد.

شهبازی و حمیدی‌رزی (۱۳۹۳)، در مطالعه ای به بررسی همگرایی شدت انرژی بین کشورهای عضو اوپک طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج این مطالعه که از روش‌های آزمون دوجانبه همگرایی پسران و همگرایی سیگما استفاده شده‌است حاکی از آن است که واگرایی در شدت انرژی بین کشوری تائید می‌شود و شرط لازم همگرایی دوجانبه با احتمال کمتری پذیرفته می‌شود.

۳. روش شناسی تحقیق

کارلینو و میلز[1] (۱۹۹۳)، شروط لازم برای وجود همگرایی در مدل نئوکلاسیکی را چنین بیان می کنند:

۱. همگرایی تصادفی وجود داشته‌باشد. این شرط درصورتی تحقق می‌یابد که سری‌های زمانی مورد مطالعه مانا باشند.

۲. همگرایی بتا وجود داشته باشد.

که در ادامه دو مورد فوق مورد بررسی قرار می‌گیرند.

همگرایی تصادفی

یک راه معمول جهت آزمودن وجود همگرایی تصادفی در یک سری زمانی، استفاده از آزمون ریشه واحد می‌باشد. اگر فرضیه صفر آزمون ریشه واحد مبنی بر نامانایی داده ها رد نشود سری زمانی مورد نظر نامانا‌ست و همگرایی تصادفی برای این سری زمانی وجود ندارد. اما اگر فرضیه صفر این آزمون رد شود می‌توان گفت سری زمانی مورد نظر مانا می‌باشد و در این صورت شوک های وارده بر روند متغیر اثری ناپایدار خواهد داشت و همگرایی تصادفی وجود دارد.

در این مطالعه جهت آزمون همگرایی تصادفی از آزمون ریشه واحد ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳)[2] که یک آزمون مبتنی بر حداقل LM[3]هست استفاده می‌شود.

1. Carlino and Mills
2. Lee and Strazicich
3. Minimum LM Unit Root Test

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

آزمون فوق، امکان وجود یک نقطه شکست ساختاری را در مرحله آزمون فرضیه نامانایی فراهم می‌کند و بر پایه‌ی رگرسیون حداقل مربعات باقیمانده تعمیم یافته[1] طرح ریزی شده است.

به این شکل که:

$$Y_t = \delta' Z_t + X_t \quad \text{که} \quad X_t = \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن z_t شامل متغیر های برون زا است و فرضیه ی صفر آزمون ریشه واحد برابر $\beta = 1$ می باشد.

در واقع آزمون ریشه واحد ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳)، همان آزمون اشمیت و فیلیپس[2](۱۹۹۲) با امکان لحاظ کردن یک شکست ساختاری می‌باشد. بطوریکه اگر $Z_t = [1,t]'$ باشد، آنگاه آزمون مذکور تبدیل به آزمون ریشه‌واحد LM بدون شکست ساختاری ارائه شده توسط اشمیت و فیلیپس(۱۹۹۲) خواهد شد. لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳)، دو مدل برای تغییرات ساختاری ارائه می‌دهند. مدل A(مدل سقوط[3]) که امکان انتقال در سطح را فراهم می‌آورد و در آن:

$Z_t = (1, t, D_t)'$ زمانی که $D_t = 1$ برای $t \geq T_B + 1$ است و برای سایر حالات D_t برابر صفر می باشد. T_B نقطه‌ی شکست می‌باشد و مدل C که امکان تغییر در سطح و روند را تحت فرضیه‌ی جایگزین خود فراهم می‌آورد و در آن:

$Z_t = (1, t, D_t, DT_t)'$ زمانی که $DT_j = t - T_{Bj}$ برای $t \geq T_B + 1$ است و برای سایر حالات DT_t مساوی صفر می‌باشد. فرضیه‌ی صفر آزمون برابر با $\beta = 1$ و فرضیه جانشین $\beta < 1$ می باشد.

آماره های آزمون ریشه واحد LM را می توان از طریق معادله ی زیر بدست آورد:

1. RALS (Residual Augmented Least squares)
2. Schmidt and Phillips
3. Crash Model

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

$$\Delta Y_t = \delta'\Delta Z_t + \varphi S^*_{t-1} + u_t \qquad (۶)$$

بطوریکه $S^* = Y_t - \psi_x - Z_t\delta$، $t = 2, \ldots, T$، δ' ضرایب رگرسیون ΔY_t بر روی ΔZ_t می باشد.

$$\delta' = [\delta_1 , \delta_2 , \delta'_{3i} , \delta'_{4i}]' \quad , \quad i = 1, \ldots ,R \qquad (۷)$$

و ψ_x برابر MLE مقید و S^*_t در رابطه (۴)، بیانگر سری‌های روند می باشد.

$$S_t = Y_t - \psi - Z_t\delta \quad , \quad t = 2,\ldots,T \qquad (۸)$$

و در آن $\psi = Y_1 - Z_1\delta$ می باشد.

جهت تصحیح خطاهای خود همبستگی، رابطه‌ی بالایی را همانند آزمون دیکی فولر تعمیم یافته شامل عبارات تعمیم یافته‌ی ΔS_{t-j}، $j = 1, 2, \ldots, k$ می‌شود. فرضیه‌ی صفر آزمون ریشه واحد بشکل $\varphi = 0$ و آماره ی آزمون LM اینچنین خواهد شد:

$$\rho = T.\varphi \qquad (۹)$$

$\tau =$ آماری t آزمون $\varphi = 0$ فرضیه ی صفر

و معادله ی مورد آزمون به شکل رابطه (۱۰) تبدیل می‌شود:

$$\Delta_{yt} = \delta'\Delta Z_t + \varphi S^*_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} d_j \Delta S^*_{t-j} + e_t \qquad (۱۰)$$

که τ^*_{LM} بعنوان t آماری برای $\varphi = 0$ می باشد. تعیین محل نقاط شکست (T_B) از طریق جستجو در میان تمام نقاط شکست ممکن و آماره‌ی آزمون ریشه واحد تعیین می‌شود. نقطه شکست انتخاب شده نقطه‌ای هست که دارای حداقل آماره آزمون LM باشد.

همگرایی بتا

برای بررسی آزمون همگرایی بتا از تابع روند به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$Y_t = \mu + \beta t + u_t \qquad (۱۱)$$

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

که در آن Y_t نشانگر شاخص نابرابری متغیر مورد بررسی می‌باشد. این شاخص را می‌توان بصورت نسبت مصرف سرانه انرژی هر کشور به میانگین مصرف سرانه انرژی کشورهای گروه تعریف کرد. لذا جهت محاسبه شاخص نابرابری مصرف انرژی، برای هر کشور i، نسبت مصرف سرانه‌ی انرژی(PCEU) به میانگین کل مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک بشکل زیر محاسبه می‌شود:

$$Y_{it} = PCEU_{it}/\text{average } PCEU_t \qquad (۱۲)$$

این نرمال‌سازی یعنی استفاده از نسبت مصرف سرانه انرژی هر کشور به متوسط مصرف سرانه انرژی کشورها این امکان را فراهم می‌آورد تا اثر شوک های جهانی که همه‌ی این کشورها را تحت تاثیر قرار داده (برای مثال شوکهای بزرگ قیمتی نفت) حذف کرده و فقط روی روند مصرف سرانه انرژی کشور مورد بررسی متمرکز شد (لی و چانگ ۲۰۰۹)[1].

همچنین β مبیّن متوسط نرخ رشد Y_t در طول زمان، μ نشانگر مقدار اولیه Y_t و u_t جز اخلال با میانگین صفر می‌باشد. در این حالت همگرایی β ادعا می کند که باید کشورهایی با مصرف سرانه انرژی اولیه ی بالاتر، رشد مصرف کندتری نسبت به کشورهایی با مصرف سرانه انرژی پایین تر داشته باشند تا اینکه در بلندمدت به یک سطح همگرا شوند. بنابراین جهت رسیدن به همگرایی، کشوری که دارای مقدار Y_t اولیه‌ی مثبت می‌باشد ($\mu>0$) باید نرخ رشد منفی را تجربه‌کند ($\beta<0$) و کشوری با مقدار Y_t اولیه منفی ($\mu<0$) نرخ رشد مثبت خواهد داشت ($\beta>0$).

در این مطالعه به طور آشکار در ارتباط با داده‌های مصرف سرانه انرژی، مهمتر از هر مساله‌ای به امکان لحاظ شکست ساختاری در تابع روند متغیر توجه شده‌است. پیش‌تر یکی از دلایل مهمی که باعث رسیدن به نتایج نامطلوب و غیر صحیح در آزمون‌های همگرایی می‌شد نادیده گرفتن شکست های ساختاری بود اما این مشکل با جایگزینی روش‌های

1. Lee and Chang

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

جدید سری زمانی و روش پانل دیتا و تحلیل‌های زنجیره‌ای مارکوف[1] بجای روش های اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های مقطعی و استفاده از نتایج بدست‌آمده از این مطالعات رفع شد و باعث بوجود آمدن روش‌هایی شد که امکان بررسی شکست های ساختاری را نیز میّسر می‌ساخت (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۰).

در مطالعه حاضر جهت آزمون همگرایی بتا از روش ارائه شده توسط پرون و یابو(۲۰۰۹)[2] استفاده می‌شود. نقطه‌ی قوت این روش نسبت به روش‌های متداول پیشین این است که نتایج بدست آمده از این روش، صرفنظر از اینکه متغیر سری زمانی (در این مطالعه نابرابری مصرف سرانه انرژی) مورد بررسی انباشته از درجه ی صفر(۰)I باشد یا انباشته از درجه‌ی یک(۱)I، حساس نمی‌باشد و یا به عبارت دیگر مانایی یا نامانایی داده‌ها، تفاوتی در نتایج آزمون ایجاد نخواهد کرد و در آن نیازی به رفع مساله‌ی خود همبستگی[3] نیست.

پرون و یابو(۲۰۰۹b) به آنالیز مساله‌ی آزمون فرضیه بر روی ضریب یک مدل روند خطی می پردازند در شرایطی که هیچگونه اطلاعی از طبیعت جز اخلال، راجع به اینکه I(۰) یا I(۱) است وجود نداشته باشد که این موضوع نقطه‌ی قوت بسیار بزرگی تلقی می-شود. اگر محل شکست ساختاری در تابع روند بصورت برون‌زا معلوم باشد که کار بسیار ساده است و مدل ارائه شده پرون و یابو(۲۰۰۹a) مستقیماً استفاده می‌شود. اما زمانی که اطلاع دقیقی از محل شکست داده ها وجود ندارد توزیع توابع Exp ,Mean ,Sup آزمون های والد[4]در محل شکست داده‌ها، برای موارد I(۰) و I(۱) برابر نخواهدبود (اندروز و پلابرگر ۱۹۹۴)[5]. پرون و یابو(۲۰۰۹b) آنالیز قبلی خود را در مورد آزمون تغییرات در عرض از مبدا و شیب تابع روند سری زمانی تک متغیره توسعه دادند. آنها جهت رفع این

1. Markov Chain
2. Perron and Yabu
۳ .آنچه که مسلم است این است که مصرف سرانه انرژی هر سال به مصرف سرانه انرژی سال های قبل بستگی دارد. و این موضوع به این معنی است که بین yt و yt-1 و ... خود همبستگی وجود خواهد داشت. و در نتیجه بین جملات اخلال Ut و U_{t-1} و ... نیز خود همبستگی وجود خواهد داشت.
4. Wald Tests
5. Andrews and Ploberger

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

مشکل در مواردی که محل شکست داده‌ها بصورت درونزا تعیین می‌شود از یک روش تخمین تورش تصحیح شده OLS برای α که توسط روی و فولر(۲۰۰۱)[1] پیشنهاد شده بود استفاده کردند.

با لحاظ کردن یک نقطه شکست ساختاری در عرض از مبدا و شیب، مدل مورد بررسی به شکل زیر درمی آید:

$$y_t = \mu_1 DU_{1t} + \beta_1 DT_{1t} + \mu_2 DU_{2t} + \beta_2 DT_{2t} + u_t \qquad (۱۳)$$

که DU و DT نشانگر متغیرهای مجازی برای وجود شکست در عرض از مبدا و شیب می‌باشند. بطوریکه μ_1 و μ_2 به ترتیب برابر عرض از مبدا قبل و بعد از نقطه ی شکست می باشند. همچنین β_1 و β_2 به ترتیب برابر ضرایب شیب متغیر مورد بررسی قبل و بعد از نقطه ی شکست می‌باشند. یعنی β_1 نمایانگر نرخ رشد مصرف سرانه‌ی انرژی قبل از نقطه‌ی شکست و β_2 نمایانگر نرخ رشد مصرف سرانه‌ی انرژی بعد از نقطه ی شکست ساختاری می باشد.

به طورکلی مدل‌های شکست ساختاری به اشکال زیر طبقه بندی می‌شوند:

مدل A (مدل سقوط[2]) که فقط امکان انتقال در عرض از مبدا را فراهم می‌آورد و در آن:

$Z_t = (1, DU_t, t)'$ و $\psi = (\mu_1, \mu_2, \beta_1)'$ که $DU_t = 1(t > T_B)$، T_B نقطه‌ی شکست و T_B [$\lambda_1 T$] = می‌باشد. در این مدل $\mu_2 = 0$ مورد آزمون قرارمی گیرد.

مدل B (تغییر رشد[3]) که امکان تغییرات یکباره در شیب تابع روند را فراهم می‌آورد و در آن:

$Z_t = (1, t, DT_t)'$ و $\psi = (\mu_1, \beta_1, \beta_2)'$ که $DT_t = 1(t > T_B)(t - T_B)$ و فرضیه صفر در این مورد برابر $\beta_2 = 0$ می باشد.

و مدل C که امکان تغییر در عرض از مبدا و شیب را فراهم می آورد و در آن:

1. Roy and Fuller
2. Crash Model
3. Changing Growth

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

$Z_t = (1, DU_t, t, DT_t)'$ و $\psi = (\mu_1, \mu_2, \beta_1, \beta_2)'$ می باشد. فرضیه مربوط به این مدل $\mu_2=0=\beta_2$ است.

در این مطالعه امکان شکست ساختاری برای عرض از مبدا و شیب فراهم شده‌است. بن دیوید و پاپل[1] (۱۹۹۸)، نشان دادند که مدل C، برای داده های اقتصادی اکثر کشورها مناسب می باشد.

فرضیه صفر این مدل، مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری در روند برابر $\mu_2 = 0, \beta_2 = 0$ می باشد. در صورت عدم رد فرضیه‌ی صفر، مدل (۱۲) تبدیل به یک مدل روند خطی $\mu_1 + \beta_1 t$ با جز اخلال u_t خواهدشد. فرآیند مورد نظر امکان این که جزءاخلال دارای خودهمبستگی و نامانایی باشد را می‌دهد و حتی در آزمون پیشنهادشده توسط پرون و یابو(۲۰۰۹)، نیاز به آگاهی از اینکه جز اخلال، همجمعی از چه درجه ای‌است نیز نمی باشد زیرا این آزمون در هر دو حالت I(0) و I(1) دارای قدرت آزمون بالایی می باشد.

زمانی که محل شکست داده ها نامشخص باشد پرون و یابو(۲۰۰۹b) از متدولوژی ارائه شده توسط اندروز و پلابرگر (۱۹۹۴) بهره می برند که بدین شکل می باشد:

$$Mean - W_{FS} = T^{-1}\Sigma_{\Lambda} W_{FS}(\lambda_1') \quad (۱۴)$$

$$Exp - W_{FS} = \log[T^{-1}\Sigma_{\Lambda} \exp(\frac{1}{2} W_{FS}(\lambda_1'))] \quad (۱۵)$$

$$Sup - W_{FS} = \sup_{\Lambda} W_{FS}(\lambda_1') \quad (۱۶)$$

بطوریکه برای $\epsilon > 0$، $\Lambda = \{ \lambda_1'; \epsilon \leq \lambda_1' \leq 1-\epsilon \}$ می‌باشد. معمولاً مقدار ϵ برای مطالعات مختلف بین ۰/۱۰. تا ۰/۲ می‌باشد تا داده‌های زیادی از دست نرود. در این مطالعه جهت بالا رفتن قدرت آزمون از مقدار ۰/۰۵ استفاده شده‌است.

مقادیر بحرانی مدل های مختلف این آزمون در مقاله پرون و یابو (۲۰۰۹) آورده شده است.

1. Ben David and Papell

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

٤. توصیف داده ها و نتایج تجربی

نمونه‌ی آماری مورد مطالعه، کشورهای عضو اوپک که شامل ۱۲ کشور ایران، عراق، کویت[۱]، عربستان، ونزوئلا، قطر، لیبی، امارات متحده عربی، الجزایر، نیجریه، اکوادور و آنگولا می‌باشد. کشورهای عضو اوپک با وجود اینکه از نظر جغرافیایی بسیار پراکنده می باشند اما دارای ویژگی مشترک بسیار مهمی می‌باشند و آن، وابستگی شدید این کشورها به درآمد های حاصل از فروش نفت می باشد. داده های سالانه مصرف سرانه انرژی[۲] برای دوره ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۱ از پایگاه بانک جهانی[۳]، استخراج شده‌اند و اختلاف آنها از میانگین کشورهای مورد بررسی محاسبه شده است. نرم افزارهای مورد استفاده در این مطالعه شامل Eviews و GAUSS می باشند.

کشورهای مورد بررسی را می‌توان بر اساس مصرف سرانه انرژی به سه گروه تقسیم نمود:

الف) کشورهایی با مصرف سرانه‌ی انرژی بالا (مصرف سرانه انرژی بالاتر از ۴۰۰۰۰) که شامل کشورهای عربستان، امارات و قطر می باشد.

ب) کشورهایی با مصرف سرانه‌ی انرژی متوسط (مصرف سرانه ی انرژی بین ۴۰۰۰۰ و ۲۰۰۰۰) که شامل کشورهای ایران، ونزوئلا و لیبی می باشد

ج) کشورهایی با مصرف سرانه‌ی انرژی پایین (مصرف سرانه ی انرژی پایین تر از ۲۰۰۰۰)که شامل کشورهای عراق، الجزایر، نیجریه، اکوادور و آنگولا می باشد.

در جدول ۱ و در ستون دوم مقادیر مربوط به آزمون دیکی فولر[۴] تعمیم یافته برای حالتی که فقط عرض از مبدا در مدل وارد شده و در ستون سوم مقادیر مربوط به آزمون دیکی فولر برای حالتی که هم عرض از مبدا و هم روند زمانی در مدل لحاظ شده اند

۱ .به دلیل ناقص بودن داده های مربوط به مصرف سرانه ی انرژی کشور کویت، این کشور از لیست کشورهای مورد بررسی کنار گذاشته شد.

2. Per capita energy use (kg of oil equivalent per capita)
3. World Bank
4. Dickey and Fuller

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

گزارش شده‌است. در ستون آخر تعداد وقفه‌ی بهینه نشان داده‌شده‌است که برای تعیین تعداد وقفه ی بهینه از معیار شوارتز استفاده شده است.

جدول(۱). نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

	عرض از مبدا و روند	فقط عرض از مبدا	کشور ها
وقفه	$Z_t=\{1,t\}$	$Z_t=\{1\}$	
۱	-۳/۸۷**	-۲/۸*	الجزایر
۵	-۳/۳۴۵**	-۴/۴۲***	آنگولا
۱۳	-۳/۰۱۳	۰/۴	عربستان
۱	-۳/۱۸*	-۳/۲۹**	اکوادور
۱	-۳/۶۳**	-۳/۷۲***	امارات متحده عربی
۱۱	-۱/۳۵	۰/۲۶۵	ایران
۱۰	-۳/۰۰۶*	-۳/۰۱۹**	عراق
۱۰	-۳/۴۶**	-۳/۹۶***	لیبی
۱	-۳/۷۶**	-۳/۴۳**	نیجریه
۵	-۳/۴۹**	-۳/۶۱***	قطر
۱	-۴/۴۲***	-۳/۰۲۹**	ونزوئلا

*، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی داری در سطوح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪ می باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۱، وجود ریشه واحد برای داده های مصرف سرانه انرژی ۹ کشور در سطح معناداری ۱۰٪ رد شده است. به این معنا که مصرف سرانه انرژی کشورهای الجزایر، آنگولا، اکوادور، امارات، عراق، لیبی، نیجریه، قطر و ونزوئلا با توجه به این آزمون مانا بوده و همگرایی تصادفی برقرار می باشد.

در جدول۲ و در ستون دوم مقادیر مربوط به آزمون فیلیپس- پرون برای حالتی که فقط عرض از مبدا در مدل وارد شده و در ستون سوم مقادیر مربوط به آزمون فیلیپس- پرون برای حالتی که هم عرض از مبدا و هم روند زمانی در مدل لحاظ شده‌اند گزارش شده-است. همچنین ستون چهارم مقادیر مربوط به آزمون فیلیپس-پرون برای حالتی که از داده‌ها یک بار تفاضل گرفته‌شده و فقط عرض از مبدا در مدل واردشده و در ستون پنجم

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

مقادیر مربوط به آزمون فیلیپس-پرون برای حالتی که از داده‌ها یک بار تفاضل گرفته‌شده و هم عرض از مبدا و هم روند زمانی در مدل لحاظ شده‌اند گزارش شده است.

جدول(۲). نتایج حاصل از آزمون فیلیپس پرون

کشور ها	عرض از مبدا	عرض از مبدا و روند	با یک بار تفاضل گیری عرض از مبدا	با یک بار تفاضل گیری عرض از مبدا و روند
	$Z_t=\{1\}$	$Z_t=\{1,t\}$	$Z_t=\{1\}$	$Z_t=\{1,t\}$
الجزایر	۶۲۰/-۱	-۱/۹۴۸	-۲/۸۶۳*	-۲/۸۰۱۷
آنگولا	-۳/۲۵۷**	-۱/۱۶۸	-۴/۶۵۴***	-۴/۶۹۹***
عربستان	-۰/۳۷۸	-۱/۹۹۶	-۲/۷۵۱*	-۲/۶۶۵
اکوادور	-۱/۳۷۳	-۰/۶۵۶	-۳/۰۸۰**	-۲/۹۵۱
امارات متحده عربی	-۱/۱۹۷	-۰/۹۸۲	-۴/۰۷۳***	-۴/۱۳۰***
ایران	۰/۵۳۳	۰/۸۴۹	-۲/۷۴۱*	-۲/۶۳۹
عراق	-۲/۰۷۳	-۲/۰۷۲	-۳/۰۵۶**	-۳/۰۴۷**
لیبی	-۴/۴۳۳***	-۴/۰۷۰***	-۳/۲۵۱**	-۳/۴۱۰***
نیجریه	-۳/۰۱۷**	-۱/۲۹۰	-۳/۷۲۱***	-۴/۱۶۴***
قطر	-۲/۴۰۲	-۲/۴۹۳	-۲/۲۷۵	-۲/۲۲۹
ونزوئلا	-۲/۳۸۲	-۱/۲۲۴	-۲/۶۵۲*	-۲/۶۲۱

*، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی داری در سطوح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪ می باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول فوق، در حالت بدون لحاظ کردن روند، شاخص نابرابری مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای آنگولا، لیبی و نیجریه مانا می‌باشد و در حالتی که روند نیز لحاظ می‌شود تنها کشور لیبی فرضیه‌ی وجود ریشه واحد را رد می‌کند.

همچنین جدول ۲ نشان می‌دهد که با یک بار تفاضل‌گیری از شاخص نابرابری مصرف سرانه‌ی انرژی، در حالتی که روند لحاظ نشده باشد مصرف سرانه‌ی انرژی تمامی کشورها بجز کشور قطر در سطح معنا داری ۱۰٪ مانا می‌باشد و فرضیه‌ی صفر این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد را رد می‌کنند. از طرفی با یک بار تفاضل گیری از داده‌ها و در حالت وارد کردن

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

روند زمانی در مدل، شاخص نابرابری مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای آنگولا، امارات، عراق، لیبی و نیجریه مانا می‌باشد.

نتایج حاصل از به کارگیری آزمون ریشه واحد به روش لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳)، با لحاظ یک شکست ساختاری برای دوره‌ی زمانی مذکور در جدول ۳ آورده شده‌است. بر اساس این نتایج، فرضیه ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای شاخص نابرابری مصرف سرانه انرژی در سطح معناداری ۱۰٪ برای ۷ کشور آنگولا، عربستان، امارات، ایران، عراق، نیجریه و ونزوئلا رد شده‌است. به این معنا که شاخص نابرابری مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای فوق در سطح معناداری ۱۰٪ مانا بوده و همگرا می‌باشد.

جدول(۳). نتایج حاصل از روش لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)

کشور ها				عرض از مبدا	متغیر مجازی مربوط به عرض از مبدا	متغیر مجازی مربوط به شیب
	τ*LM	T_B	وقفه	Constant	DB	DU
الجزایر	-۳/۲	۴فصل۱۹۹۴	۱۲	۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۵
آنگولا	-۵/۴۸***	۲فصل۱۹۷۷	۸	-۰/۰۰۴***	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
عربستان	-۴/۴۸**	۱فصل۱۹۸۴	۶	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۸
اکوادور	-۳/۶۹	۱فصل۱۹۸۱	۶	۰/۰۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۶
امارات متحده عربی	-۴/۵۱**	۲فصل۱۹۸۶	۶	۰/۰۰۱	۰/۰۱۵	-۰/۰۰۵
ایران	-۴/۱۶	۲فصل۱۹۷۷	۱۰	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۵**
عراق	-۴/۵**	۲فصل۱۹۷۴	۱۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴*
لیبی	-۳/۷۲	۱فصل۱۹۹۴	۶	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵***
نیجریه	-۵/۴۸***	۳فصل۱۹۷۹	۶	-۰/۰۰۲***	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۳
قطر	-۳/۷۱	۳فصل۱۹۷۶	۶	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۱۲
ونزوئلا	-۴/۴۷**	۳فصل۱۹۷۹	۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲
λ مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪		۵ -۴/۱۷	۴ -۴/۱۸	۳ -۴/۱۸	۲ -۴/۲	۱ -۴/۲۱

*، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی داری در سطوح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪ می باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

برای کشورهای الجزایر، آنگولا، اکوادور، امارات، لیبی، نیجریه، قطر و ونزوئلا نقطه‌ی شکست ساختاری در سطح ۱۰٪ معنادار نمی‌باشد. پس برای این کشورها از نتایج آزمون‌های ریشه واحد بدون شکست ساختاری استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۱ آمده‌است.

بر اساس جدول ۳، وجود ریشه واحد برای داده های مصرف سرانه انرژی ۹ کشور در سطح معناداری ۱۰٪ رد شده است. به این معنا که مصرف سرانه انرژی کشورهای الجزایر، آنگولا، اکوادور، امارات، عراق، لیبی، نیجریه، قطر و ونزوئلا با توجه به این آزمون مانا بوده و همگرایی تصادفی برقرار می باشد.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های شاخص نابرابری مصرف سرانه ی انرژی برای تمامی کشورهای عضو اوپک، یا در حالت بدون وجود شکست ساختاری و یا با وجود یک شکست ساختاری مانا می‌باشند و این یعنی، برای مصرف سرانه ی انرژی تمامی این کشورها همگرایی تصادفی وجود دارد. این نتایج در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۴ نشانگر تخمین‌های μ و β و نقطه‌ی شکست با استفاده از آزمون پرون و یابو(۲۰۰۹) می باشد. بر اساس نتایج این جدول، مشاهده می‌شود که تخمین μ_1برای تمامی کشورها از لحاظ آماری مخالف صفر است که نشان دهنده وجود نابرابری بین مصرف سرانه‌ی انرژی کشورها و سطح متوسط مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک در سال ۱۹۷۱ می باشد. همچنین جدول، گویای این مطلب است که کشورهای الجزایر، عربستان، امارات، عراق و لیبی قبل از نقطه‌ی شکست نسبت به متوسط مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای عضو اوپک واگرا و بقیه ی کشورها همگرایی را تجربه کرده‌اند.

در دوره‌ی بعد از شکست ساختاری اکثر کشورها به جز نیجریه و ونزوئلا به سمت متوسط مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک همگرا شده‌اند. این درحالی است که همین ۲ کشور، قبل از نقطه ی شکست همگرا بوده‌اند. واگرایی این دو کشور در بعد از نقطه شکست ساختاری به سمت مصرف کمتر انرژی هست چرا که در نقطه بعد از شکست این دو کشور دارای عرض از مبدا منفی بوده‌اند و در طول دوره بعد از شکست ساختاری

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

دارای روند منفی در مصرف انرژی بوده‌اند. که این امر نشان می‌دهد عملکرد این دو کشور بهتر از متوسط کشورهای مورد بررسی بوده‌است. نکته‌ی حائز اهمیت آن است که تمام کشورهایی که قبل از نقطه ی شکست، واگرایی را نشان می‌دادند، بعد از شکست به سمت روند متوسط مصرف سرانه انرژی متمایل شده و با آن همگرا می‌شوند.

جدول(٤). نتایج حاصل از روش پرون و یابو (۲۰۰۹)

کشور ها	WRQF	TB	عرض از مبدا	شیب	عرض از مبدا	شیب
			قبل ازشکست	قبل از شکست	بعد ازشکست	بعد ازشکست
الجزایر	۳/۴۸۳**	۲فصل ۱۹۹۴	۰/۱۶۳***	۰/۰۰۱***	-۰/۰۷۵**	۰/۰۰۱***
آنگولا	۳/۰۷۷**	۴فصل ۱۹۸۲	۰/۴۲۹***	-۰/۰۰۶***	۳۳/۱۳***	-۸/۸۶۶
عربستان	۱/۰۸۰	۳فصل ۱۹۸۴	۰/۴۶۲***	۰/۰۱۴***	-۰/۲۸۴***	۰/۰۰۵***
اکوادور	۱/۶۲۳	۲فصل ۱۹۹۶	۰/۲۴۶***	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۱***	۰/۰۰۱
امارات متحده عربی	۴/۱۷۷**	۳فصل ۱۹۸۶	۱/۸۱۵***	۰/۰۱۵***	۰/۶۳۳***	-۰/۰۱۳***
ایران	۱/۹۵۹	۴فصل ۱۹۸۹	۰/۴۱۲***	-۰/۰۰۱***	-۰/۰۰۳***	۰/۰۰۴
عراق	۰/۶۱۸	۳فصل ۱۹۹۸	۰/۲۱۳***	۰/۰۰۱***	-۰/۱۵۱	۰/۰۰۰۵***
لیبی	۱۰/۳۶***	۱فصل ۱۹۹۱	۰/۶۱۱***	۰/۰۰۲***	-۰/۰۹۴**	۰/۰۰۰۹***
نیجریه	۱۴/۳۸***	۴فصل ۱۹۷۹	۰/۴۰۰***	-۰/۰۰۳***	-۰/۰۶۹***	-۰/۰۰۰۴***
قطر	۰/۵۸۵	۲فصل ۱۹۹۷	۵/۰۷***	۰/۰۱۱***	۰/۸۳۷*	-۰/۰۰۶***
ونزوئلا	۶/۵۹۳***	۳فصل ۱۹۷۹	۱/۰۸۳**	-۰/۰۰۵***	-۰/۲۳۴**	۰/۰۰۱***
سطح معنی‌داری			.۰۵		.۰۱	.۱۰
مقادیر بحرانی			۳/۱۲		۵/۲۵	۲/۴۸

*، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی داری در سطوح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪ می باشد.

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

جدول(۵). خلاصه ی آزمون های ریشه واحد

الجزایر	مانا	بدون شکست
آنگولا	مانا	بدون شکست
عربستان	مانا	با شکست
اکوادور	مانا	بدون شکست
امارات	مانا	بدون شکست
ایران	مانا	با شکست
عراق	مانا	با شکست
لیبی	مانا	بدون شکست
نیجریه	مانا	بدون شکست
قطر	مانا	بدون شکست
ونزوئلا	مانا	بدون شکست

منبع: یافته‌های تحقیق

خلاصه نتایج حاصل از روش پرون و یابو درمورد همگرایی یا واگرایی مصرف سرانه‌ی انرژی کشورها قبل و بعد از نقطه شکست در جدول ۶ آمده‌است.

جدول (٦). خلاصه‌ی نتایج روش پرون و یابو

کشور	قبل از شکست	بعد از شکست
الجزایر	واگرا	همگرا
آنگولا	همگرا	همگرا
عربستان	واگرا	همگرا
اکوادور	همگرا	همگرا
امارات	واگرا	همگرا
ایران	همگرا	همگرا
عراق	واگرا	همگرا
لیبی	همگرا	همگرا
نیجریه	همگرا	واگرا
قطر	همگرا	همگرا
ونزوئلا	همگرا	واگرا

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

جداول ۷ و ۸ چگونگی پراکندگی نقاط شکست ساختاری را در روند مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک طی دوره ی زمانی ۲۰۱۱–۱۹۷۱ با بهره‌گیری از آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) و پرون و یابو (۲۰۰۹) نشان می‌دهند.

با تمرکز بر روی این نمودارها قاعده‌ی مورد انتظاردر مورد محل نقاط شکست بدست‌آمده از تخمین ها به وضوح دیده می‌شود. بطوریکه محل نقاط شکست بدست‌آمده، بلافاصله پس از سال‌های وقوع شوک انرژی یا اقتصادی در جهان تخمین زده شده‌است. برای مثال، اولین شوک نفتی سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۴ که ناشی از جنگ اعراب و اسرائیل بود قیمت حامل‌های انرژی را به شدت افزایش داد. از طرفی در نمودار ۱ نشان داده شده‌است که نقاط شکست ۴ کشور در فاصله‌ی زمانی ۱۹۷۷-۱۹۷۴ رخ داده‌است.

تاثیر شوک نفتی سال ۱۹۷۹، به دلیل وقوع انقلاب اسلامی ایران و جنگ ایران و عراق در این نمودارها به خوبی مشهود است. شوک نفتی سال ۱۹۸۶، که به دلیل شکست اوپک در کنترل قیمت‌ها اتفاق افتاد. همچنین در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰–۱۹۹۷، مصرف جهانی نفت به خاطر دلایلی همچون رشد اقتصادی منطقه ی آسیا – اقیانوسیه افزایش پیدا کرده و سبب افزایش قیمت آن شد. کاهش تولید نفت توسط کشور روسیه در آن دوران مزید بر علت شد که پیامد این رویدادهای مهم جهانی، در جداول زیر به وضوح ملاحظه می‌شود.

جدول (۷). چگونگی پراکندگی نقاط شکست ساختاری در روند مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱– ۱۹۷۱ با استفاده از آزمون لی و استرازیسیچ

۱۹۷۴ - ۱۹۷۷	۱۹۷۹ – ۱۹۸۴	۱۹۸۶	۱۹۹۴
****	****	*	**

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۸). چگونگی پراکندگی نقاط شکست ساختاری در روند مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک طی دوره‌ی زمانی ۲۰۱۱– ۱۹۷۱ با استفاده از آزمون پرون و یابو

۱۹۹۶ – ۱۹۹۸	۱۹۸۹ – ۱۹۹۴	۱۹۸۶	۱۹۷۹ - ۱۹۸۴
***	***	*	****

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

نتایج آزمون ها بطور کلی نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر مربوط به وجود ریشه واحد را برای همه کشورها می توان رد نمود. فلذا همگرایی تصادفی در تمام کشورها برقرار است. به عبارت دیگر، می توان گفت مصرف سرانه انرژی تک تک کشورهای عضو اوپک مانا بوده و به عبارتی در بین مصرف سرانه انرژی این کشورها همگرایی تصادفی وجود دارد.

بر اساس نتایج روش پرون و یابو، می توان اذعان داشت که همگرایی بتا برای مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای آنگولا، اکوادور، ایران، نیجریه، قطر و ونزوئلا در رژیم اول (دوره قبل از شکست ساختاری) و برای کشورهای الجزایر، آنگولا، عربستان، اکوادور، امارات، ایران، عراق، لیبی و قطر در رژیم دوم (دوره ی بعد از شکست ساختاری) برقرار است. منتها برای کشورهای نیجریه و ونزوئلا نتایج حاکی از واگرایی مصرف سرانه انرژی می باشد.

از آنجایی که در بحث همگرایی تصادفی، مصرف سرانه انرژی تمامی کشورهای مورد بررسی در این مطالعه یا با لحاظ یک شکست ساختاری و یا بدون وجود شکست ساختاری دارای فرآیند مانا می باشند، می توان چنین نتیجه‌گیری کرد که هرگونه طراحی سیاست در مدیریت تقاضای انرژی برای هر کدام از کشورها اثری موقت خواهد داشت. یعنی اعمال چنین سیاست هایی جهت تغییر الگوی مصرفی هر کدام از کشورها با شکست مواجه خواهد شد.

در بحث همگرایی بتا، با توجه به اینکه آزمون‌ها نشان از وجود همگرایی بتا در بین مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک دارد بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که الگوی مصرفی کشورهایی با مصرف سرانه انرژی پایین تر(الجزایر، آنگولا، اکوادور، عراق) به سرعت در حال نزدیک شدن به الگوی مصرفی کشورهای پر مصرف است و می‌توانند سیاست‌های خود را نسبت به آن تنظیم کنند.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

علاوه بر این، در این نتایج اثر شوک های جهانی بر روی مصرف سرانه انـرژی کشـورها به‌وضوح قابل مشاهده‌است. بطوریکه در فاصله ی کوتاهی از وارد شدن شـوک، اثـرات آن در بین مصرف کشورهای مختلف دیده می‌شود. پس با توجه به نتایج ایـن مطالعـه مـی‌تـوان انتظار داشت که پس از هر شوک بزرگ جهانی، یک تغییر محسـوس امـا مـوقتی در رونـد مصرف سرانه‌ی انرژی این کشورها رخ خواهدداد.

به طور کلی می‌توان بیان کرد که نتایج آزمون‌هـا نشـانگر وجـود همگرایـی تصـادفی در بین مصرف سرانه انرژی تک‌تک کشورهاست. همچنین بر اساس نتایج روش پرون و یـابو، می‌توان اذعان داشت که همگرایی بتـا بـرای مصـرف سـرانه‌ی انـرژی کشـورهای آنگـولا، اکوادور، ایران، نیجریه، قطـر و ونـزوئلا در رژیـم اول (دوره قبـل از شکسـت سـاختاری) و برای کشورهای الجزایر، آنگولا، عربستان، اکوادور، امارات، ایران، عـراق، لیبـی و قطـر در رژیم دوم (دوره ی بعد از شکست ساختاری) برقرار است. نقاط شکست ساختاری بـرآورد شده در مدلهای فوق، با سالهای مربوط به وقوع انقلاب اسلامی ایران، جنگ ایران و عراق، جنگ اعراب و اسرائیل و رشد اقتصادی کشورهای آسیای شرقی متقارن می‌باشد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

منابع و مآخذ

- Abrishami, Hamid., Alamolhoda, Neda., Amiri, Meysam. (2008). Investigating the convergence of energy efficiency in Islamic countries during the course of spatial econometrics. Quarterly Energy Economics Review. 15: 7-34.
- Andrews, D.K., Ploberger, W., (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative. Econometrica. 62, 1383- 1414.
- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X., (1991). Convergence across States and Regions. Brookings Paper on Economic Activity. The Brookings Institution, pp. 107-182.
- Baumol, W. J., (1986). "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long
- Run Data Show?" American Economic Review, Vol. 16, No. 10, PP. 72-85.
- Behboodi, Davood., Fallahi, Firouz., Sheybani, Amineh. (2013). Energy efficiency convergence in selected OECD member countries with spatial econometric approach; Quarterly Journal of Applied Economic Studies in Iran. 60: 113-140.
- Bernard, A. B., Durlauf, S. N. (1995). Convergence in International Output; Journal of Applied Econometrics, v.10, pp. 97-108.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Del Barrio-Castro, T., Lopez-Bazo, E., (2002). Breaking the Panels: An Application to GDP per Capita. The Econometrics Journal. 8, 159–175.
- Carlino, C. A. Mills, L. O. (1993). Are US Regional Incomes Convergence?; Journal of Monetary Economics, v.32, pp. 335-346.
- Chen, P.F., Lee, C.C., (2007). Is Energy Consumption per Capita Broken Stationary? New Evidence from Regional Based Panels. Energy Policy 35, 3526–3540
- Dickey D.A., Fuller W.A., (1979). Distributions of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of American Statistical Association. 74, 427-431.
- Fallahi, F .and Rodriguez, G., (2015) Structural Breaks and Labor Market Disparities in the Canadian Provinces .Journal of Economic Studies 42, 322-342.
- Fallahi, Firouz., Salmani, Behzad., Kiyani, Simin. Beta Type Convergence Survey between Iran and Selected Islamic Countries. Iranian Economic Research Quarterly. 4: 171-194.
- Fallahi, F and Voia M.C (2015), Convergence and persistence in per capita energy use among OECD

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

- Countries: Revisited using confidence intervals, Energy Economics 52, 246-253.
- Fallahi, F, Karimi, M, Voia, MC (2016) Persistence in world energy consumption: Evidence from subsampling confidence intervals, Energy Economics 57, 175-183.
- Fallahi, Firouz (2017), Stochastic convergence in per capita energy use in world. Energy Economics 65, 228-239.
- Foroughipour, Elham. (2007). Sigma and Beta convergence between OPEC member countries. Quarterly Journal of Business Research. 39: 135-156.
- Hao, Y., Wang, Sh., Zhang, Z. (2015). Examine the Convergence in Per Capita Energy Consumption in China with Breakpoints, the 7th International Conference on Applied Energy, 2617 – 2625
- Heshmatzadeh, Mohammadbagher . (2012). Fifty years of OPEC and politics. Strategic Quarterly. 3:57-80.
- Herrerias, M. J., Liu, G. (2013) Electricity Intensity across Chinese Provinces: New Evidence on Convergence and Threshold Effects, Energy Economics, Vol. 36, PP. 268–276.
- Jewell, T,. Lee, J,. Tieslau, M,. Strazisich, M.C,. (2003). Stationary of Health Expenditure and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneously structural breaks. Journal of Health Economics. 22. 313-323.
- Kula, F., Aslan, A., Ozturk, I., (2012). Is per Capita Electricity Consumption Stationary? Time Series Evidence from OECD Countries.Renewable and Sustainable Energy Reviews. 16, 501–503.
- Lean, H.H., Smyth, R., (2009). Long Memory in U.S. Disaggregated Petroleum Consumption: Evidence from Univariate and Multivariate LM Tests for Fractional Integration. Journal of Energy Policy. 3205-3212.
- Lee, C. C. Chang, C. P. (2009). Stochastic Convergence of per Capita Carbon Dioxide Emission and Multiple Structural Breaks in OECD Countries; Economic Modelling. 26, 1375-1381.
- Lee, J., Strazicich, M., (2001). Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 63, 535–558.
- Lee, J., Strazicich, M.C., (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit root test with Two Structural Breaks. The Review of Economics and Statistics. 85, 1085-1089.
- Lee, J., Strazicich, M.C., (2003). Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. The Review of Economics and Statistics. 47, 177-183.
- Liddle, B. (2010), "Revisiting World Energy Intensity Convergence for Regional Differences", Applied Energy, Vol. 87, PP. 3218–3225.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

- Lumsdaine, R., Papell D. (1997), Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, Review of Economics and Statistics, 79. 212-218.
- Meng. M., Payne. J . E., Lee. J., (2012). Convergence in per capita energy use among OECD countries. Energy Economics. 36, 536–545.
- Mohammadi, H., Ram, R., (2012). Cross-Country Convergence in Energy and Electricity Consumption, Energy Economics. 34, 1882–1887.
- OPEC (2014), Opec Annual Report: http:/www.opec.org/
- Ozturk, I., Aslan, A., (2011). Are Fluctuations in Energy Consumption per Capita Transitory? Evidence from Turkey. Energy Exploration and Exploitation. 29, 161–167.
- Perron, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Journal of Econometrica 115. 1-27.
- Perron, P., (2006). Dealing with Structural Breaks. In: Mills, T.C., Patterson, K. (Eds.), New Palgrave Handbook of Econometrics, vol. 1., pp. 278–352.
- Perron. Y., Yabu. T. (2009a). Testing for Shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component. Journal of Business and Economic Statistics.27, 369-396.
- Perron. Y., Yabu. T. (2009b). Estimating Deterministic Trends with an Integrated or Stationary Noise Components. Journal of Econometrics. 151, 56-69.
- Phillips, P., Perron, P., (1998). Testing for a Unit Root Time Series Regression. Journal of Biometrica. 75 (2), 335-346.
- Ranjbar, Omid., Elmi, Zahra. (2008). Interpretation of time series model and inequality indicators of convergence formation in D-8 countries. Quarterly journal of Iranian economic research. 35: 51-78.
- Schmidt, P., Phillips, P., (1992). LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 54, 257-287.
- Shahbazi, Kiyoomarth., Hamidi-Razi, Davood. (2014). Energy intensity convergence between OPEC member countries (a bilateral approach). Quarterly Journal of Economic Research and Policy. 71: 173-198.
- Solow, R., (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economic. 70, 65–94.
- World Bank (2014), World Development Indicators, online 2014: http:/www.worldbank.org/
- Zivot, E. Andrews (1992), Further Evidence of the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root test Hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics 10, 251-270.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

بررسی وجود همگرایی تصادفی و بتا در مصرف سرانه‌ی انرژی کشورهای عضو اوپک

فیروز فلاحی[1]، رضا رنج پور[2]، توحید شکری[3]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۳/۱٤ تاریخ پذیرش: ۹٦/۰۸/۱٦

چکیده

در این مطالعه به بررسی وجود همگرایی تصادفی و همگرایی بتا در مصرف سرانه انرژی کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۱–۱۹۷۱ پرداخته می‌شود. بدین‌منظور برای آزمون وجود یا عدم وجود همگرایی تصادفی از آزمون ریشه‌واحد ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ(۲۰۰۳) و همچنین جهت آزمون همگرایی بتا از مدل ارائه‌شده توسط پرون و یابو(۲۰۰۹) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از روش پرون و یابو نسبت به وجود یا عدم وجود ریشه‌واحد حساس نبوده و به این دلیل نتایج حاصله قابل استنادتر از نتایج سایر روش‌ها می‌باشد. نتایج آزمون‌ها بطور کلی نشان می‌دهد که در بین مصرف سرانه انرژی تک‌تک کشورها، همگرایی تصادفی وجود دارد. بر اساس نتایج روش پرون و یابو، می-توان اذعان داشت که همگرایی بتا برای مصرف سرانه انرژی کشورهای آنگولا، اکوادور، ایران، نیجریه، قطر و ونزوئلا در رژیم اول (دوره قبل از شکست ساختاری) و برای کشورهای الجزایر، آنگولا، عربستان، اکوادور، امارات، ایران، عراق، لیبی و قطر در رژیم دوم (دوره ی بعد از شکست ساختاری) برقرار است گرچه برای کشورهای نیجریه و ونزوئلا نتایج، حاکی از واگرایی مصرف سرانه انرژی می باشد. تاریخ شکست‌های

۱ دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)، ffallahi@tabrizu.ac.ir
۲ دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، reza.ranjpour@gmail.com
۳ دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز، shokritohid@gmail.com

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2026-10-30]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1396.8.29.1.0]
[DOI: 10.29252/jemr.8.29.169]

Stochastic and Beta Convergence in Per Capita Energy Use among OPEC Member Countries

Firouz Fallahi[1], Reza Ranjpour[2], Tohid Shokri[3]

Received: 2016/06/03
Accepted: 2017/11/07

Abstract

The stochastic and β convergences of per capita energy use (PCEU) in the OPEC member countries are examined during the period 1971-2011. Several unit root tests, including the test introduced by Lee and Strazicich (2003) are used to examine the existence of the stochastic convergence in the series. Next, to study the possibility of the existence of β-convergence, the approach of Perron and Yabu (2009) is employed. Both methods allow for an endogenous structural break point in the series. In addition, the approach of Perron and Yabu (2009) is robust to the presence of a unit root and the results remain the same for the unit-root and stationary series. The results show that the PCEU in Angola, Ecuador, Iran, Nigeria, Qatar, and Venezuela had experienced beta convergence during the first regime (the period before the break point). In the second regime, the PCEU in Algeria, Angola, Saudi Arabia, Ecuador, UAE, Iran, Iraq, Libya, and Qatar shows a convergent pattern. In addition, the estimated break points are clustered and correspond to the major energy and economic crises.

Keywords: Per capita Energy Use, β-convergence, Stochastic Convergence, Structural Break, Unit Root.
JEL Classification: C22, O40, Q40.

1. Associate Professor of Economics, University of Tabriz, (Corresponding Author), Email: ffallahi@tabrizu.ac.ir
2. Associate Professor of Economics, University of Tabriz, Email: reza.ranjpour@gmail.com
3. Ph.D Student of Economics, University of Tabriz, Email: shokritohid@gmail.com