

رابطه توسعه اقتصادی و شدت انرژی در کشورهای عضو اکو: مدل رگرسیون داده‌های تابلویی آستانه‌ای یکنواخت

داوود منظور

دانشیار اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع)
manzoor@isa.ac.ir

لیلی نیاکان

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
leili.niakan@yahoo.com

برای بررسی تغییرات شدت انرژی می‌توان کشش درآمدی تقاضای انرژی را مورد مطالعه قرار داد، چراکه ثابت بودن شدت انرژی حاکی از رابطه تناسبی بین رشد مصرف انرژی و رشد درآمد ملی یا به عبارت دیگر واحد بودن کشش درآمدی تقاضای انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. به علاوه، همواره درصد تغییرات شدت انرژی با نرخ رشد اقتصادی و کشش درآمدی مصرف انرژی متناسب است. بر این اساس، در این مقاله برای تحلیل شدت انرژی به مدلسازی تقاضای انرژی در کشورهای عضو اکو و اندازه‌گیری کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی می‌پردازیم. استفاده از یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای با توجه به یک متغیر آستانه که بر اساس تولید ناخالص داخلی سرانه تعریف شده باشد به خوبی می‌تواند ناهمگنی در مدل‌های تقاضای انرژی در کشورهای مذکور را نشان دهد. تخمین این مدل برای کشورهای عضو اکو بیانگر آن است که در این کشورها کشش درآمدی کمتر از واحد بوده و با رشد تولید ناخالص داخلی تقاضای انرژی به همان میزان رشد نخواهد کرد، در نتیجه شدت انرژی در حال کاهش است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در اغلب کشورهای عضو اکو کشش درآمدی در طول زمان کاهش یافته است. علاوه بر این، در کشورهای عضو اکو به دلیل ساختار اقتصادی مشابه کشش درآمدی تقاضای انرژی بسیار به هم نزدیک است. پیش‌بینی تغییرات شدت انرژی با استفاده از برآورد کشش‌های درآمدی نشان‌دهنده آن است که با رشد اقتصادی کشورهای عضو اکو از شدت انرژی در این کشورها کاسته می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: *Col, C12, C13, Oo1, O13, Q40*

واژه‌های کلیدی: شدت انرژی، کشش درآمدی تقاضای انرژی، مدل پانل آستانه‌ای یکنواخت.

*تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۵/۶

۱. مقدمه

نسبت مصرف انرژی اولیه کشور به تولید ناخالص داخلی^۱ نشان‌دهنده شدت انرژی^۲ اقتصاد است. شدت انرژی یانگر انرژی لازم برای تولید یک واحد محصول در سطح ملی می‌باشد. شدت انرژی در سطح یک صنعت یا یک فرایند تولیدی خاص برحسب واحدهای فیزیکی محاسبه می‌شود. مقدار فیزیکی شدت انرژی حاصل تقسیم میزان انرژی مصرف‌شده به محصول تولید شده است. شدت انرژی تولید ناخالص داخلی معیاری برای اندازه‌گیری و ارزیابی کارایی انرژی در اقتصاد است که با نسبت واحدهای انرژی مصرف‌شده به یک واحد تولید ناخالص داخلی مورد سنجش قرار می‌گیرد. شدت انرژی بالاتر معانی هزینه یا قیمت بالاتر تبدیل انرژی به تولید ملی قلمداد می‌شود. در مقابل، شدت انرژی کمتر نشانگر هزینه یا قیمت کمتر برای تبدیل انرژی به تولید در اقتصاد است. در حال حاضر معیار شدت انرژی از شاخص‌های استراتژیک در کشورهای توسعه‌یافته است که از آن برای بررسی افزایش کارایی انرژی هم از نظر کاهش وابستگی انرژی کشور به خارج و هم از نظر کنترل تبعات زیست‌محیطی مصرف بالای انرژی استفاده می‌کنند (بومان، ۲۰۰۸). از سوی دیگر، پیش‌بینی تقاضای انرژی تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی به پیش‌بینی تغییرات این شاخص بستگی دارد. اصلاح شدت انرژی و توجه به اهمیت آن در کارایی اقتصادی گاهی به‌عنوان یکی از اهداف اصلی در سیاست‌های انرژی دنبال می‌شود (سیف، ۱۳۸۷).

برای بررسی تغییرات شدت انرژی می‌توان کشش مصرف انرژی^۳ نسبت به تولید ناخالص داخلی را مورد مطالعه قرار داد. اگر شدت انرژی ثابت باشد رشد مصرف انرژی متناسب با رشد فعالیت‌های اقتصادی بوده و به این ترتیب انتظار می‌رود کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی برابر با واحد باشد، بنابراین کاهش شدت انرژی به‌معنای کشش کمتر از واحد خواهد بود و کاهش شدت انرژی با یک نرخ ثابت منجر به رابطه معکوسی میان کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد اقتصادی می‌شود. برعکس، ثابت بودن کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی نشان‌دهنده وجود رابطه خطی میان تغییرات شدت انرژی و رشد اقتصادی می‌باشد. در این صورت، رابطه لگاریتم خطی بین شدت انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود خواهد داشت که بر اساس آن اشکال تابعی متفاوتی با توجه به مقدار کشش درآمدی نتیجه خواهد شد (دستایس، فوکوا و هارلین، ۲۰۰۷).

از اواسط قرن ۲۰ برخی اقتصاددانان به دنبال ارزیابی و مقایسه شدت انرژی و کشف روند تغییرات آن در اقتصادهای مختلف بوده‌اند. به‌طور کلی، نشان دادند ابتدا شدت انرژی یک کشور در یک دوره به‌شدت افزایش می‌یابد، سپس به نقطه اوج می‌رسد که بعضاً برای مدتی در این سطح باقی می‌ماند و در نهایت رو به کاهش می‌گذارد (پرسبوا، ۱۹۷۹، و مارتین، ۱۹۸۸). این نوع رابطه زنگوله‌ای شکل یا منحنی U وارونه^۴ نخستین بار توسط کوزتس (۱۹۵۵) برای بیان رابطه میان نابرابری توزیع درآمد و

1. Gross Domestic Product (GDP)
2. Energy Intensity
3. GDP-Elasticity of Energy Consumption
4. Inverted U-Curve

توسعه اقتصادی مورد استفاده قرار گرفت و در دهه ۱۹۹۰ نیز توسط اقتصاددانان محیط‌زیست تحت عنوان منحنی کوزنتس برای بیان رابطه بین انتشار آلاینده‌ها و فعالیت اقتصادی رواج بیشتری یافت (مولر و فرستبرگ و همکاران، ۲۰۰۴).

سه عامل اصلی می‌تواند تحولات در شدت انرژی را توضیح دهد که عبارتند از افزایش در کارایی انرژی، مراحل مختلف توسعه اقتصادی و جانشینی بین انواع انرژی (آنگ، ۲۰۰۶). عامل نخست را می‌توان به افزایش کارایی در تولید و مصرف انرژی عمدتاً ناشی از پیشرفت فنی و افزایش جهانی قیمت انرژی نسبت داد. در مورد عامل دوم بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که شدت انرژی به موازات توسعه اقتصادی در مرحله صنعتی شدن^۱ افزایش یافته، سپس در مرحله بعد صنعتی شدن به جهت افزایش خدمات و توسعه صنایع تکنولوژی‌های برتر^۲ و کاهش نیاز اقتصاد به مواد اولیه^۳ کاهش می‌یابد. اندازه‌گیری کمی آثار تغییرات ساختاری بر تغییرات شدت انرژی با استفاده از روش تحلیل تجزیه شاخص^۴ در مطالعات متعددی صورت گرفته است (شافر، ۲۰۰۳). در خصوص عامل سوم از آنجا که مصرف انرژی اولیه مجموع مصارف منابع مختلف انرژی در اقتصاد است و هر منبع انرژی کارایی خاص خود را دارد جایگزینی بین منابع مختلف انرژی و توسعه منابع جدید انرژی بر شدت انرژی مؤثر است.

سؤال مهم آن است که چگونه می‌توان ویژگی‌های خاص هر یک از کشورها را در طراحی و تخمین مدل تقاضای انرژی برای مجموعه این کشورها در نظر گرفت؟ استفاده از یک مدل داده‌های مقطعی^۵ یا تابلویی^۶ می‌تواند پاسخگوی این پرسش باشد. در این مقاله ابتدا روش‌های مختلف مورد استفاده در مدل‌های مقطعی و پانل برای پرداختن به موضوع همگنی^۷ یا ناهمگنی^۸ در مدل‌های انرژی را مرور نموده، سپس به معرفی یک مدل پانل آستانه‌ای^۹ با فرایند انتقال یک‌سویه^{۱۰} می‌پردازیم که به کمک آن می‌توان ناهمگنی در کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی بین کشورهای عضو سازمان اکو را مدلسازی نمود.

در این مقاله ابتدا تلاش می‌شود با استفاده از یک مدل مناسب کشش درآمدی تقاضای انرژی برای هر یک از کشورهای عضو اکو برآورد شود، سپس تغییرات شدت انرژی آنها تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی پیش‌بینی گردد.

1. Industrialization
2. High Technology Industries
3. Dematerialization
4. Index Decomposition Analysis
5. Cross-Section Model
6. Panel Model
7. Homogeneity
8. Heterogeneity
9. Panel Threshold Model
10. Smooth Transition

۲. استفاده از داده‌های تابلویی در یک تابع پانل آستانه‌ای

معادله تقاضای انرژی برای بیان رابطه میان درآمد و تقاضای انرژی در یک مدل داده‌های مقطعی می‌تواند به صورت لگاریتم خطی توصیف شود (شرستا، ۲۰۰۰):

$$c_i = \alpha + \beta y_i + \varepsilon_i \quad i=1,2,\dots,N \quad (1)$$

که در آن، x_i لگاریتم مصرف سرانه انرژی اولیه در کشور i ام در یک نمونه از N کشور در سال مورد مطالعه، y_i : لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، α و β ضرایب ثابت رگرسیونی و ε_i : جزء اخلاص با میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 می‌باشند. در این مدل ساده، کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی بلندمدت برای تمام کشورهای نمونه ثابت و برابر با β است، در این صورت شدت انرژی برابر با $\gamma^* y_i^{(\beta-1)}$ خواهد بود که در آن γ سطح تولید ناخالص داخلی و γ یک عدد ثابت می‌باشد.

ضعف اصلی رویکرد مقطعی آن است که در این مدل‌ها به طور ضمنی فرض می‌شود قانونمندی‌ها و روابط یکسانی برای تمام کشورها برقرار است (مدلاک و سولیکو، ۲۰۰۱). از سوی دیگر، ضعف بزرگ رابطه ساختاری لگاریتم خطی آن است که اساساً نمی‌تواند رابطه غیریکتاخت بین شدت انرژی و درآمد را که شواهد تجربی منحنی U وارونه بر آن دلالت دارد بازتولید نماید. به عبارت دیگر، برخلاف فرض ثابت بودن کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی در مدل لگاریتم خطی بر اساس شواهد منحنی U وارونه کشش درآمدی تقاضای انرژی به سطح درآمد بستگی دارد. یک راه برای حل این مشکل استفاده از فرم تابعی لگاریتمی درجه دوم در مدل داده‌های مقطعی است (آنگ، ۱۹۸۷):

$$c_i = \alpha + \beta y_i + \lambda y_i^2 + \varepsilon_i \quad i=1,2,\dots,N \quad (2)$$

که در آن انتظار می‌رود β بزرگتر از یک و λ منفی باشد، در این صورت کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی برابر با $\beta + 2\lambda y_i$ بوده و شدت انرژی به سطح توسعه اقتصادی وابسته خواهد بود. در این حالت، شدت انرژی زمانی که کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی (ε) برابر با یک باشد به حداکثر مقدار ممکن خود می‌رسد و آن زمانی است که لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه $y = (1-\beta)/2\lambda$ باشد.

به هر حال، در این رویکرد بعد زمان صراحتاً مورد توجه قرار نمی‌گیرد. استفاده از اقتصادسنجی داده‌های تابلویی این امکان را فراهم می‌آورد که همزمان دو بعد زمان و مقطع در مدل مورد توجه قرار گیرد. چنانچه پارامترهای تابع تقاضای درجه دوم برای تمام کشورها یکسان فرض شود توصیف تابع تقاضا مانند معادله (۲) خواهد بود با این تفاوت که در آن برای متغیرها اندیس زمان نیز در نظر گرفته می‌شود:

$$c_{it} = \alpha + \beta y_{it} + \lambda y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (3)$$

در اینجا نیز مانند مدل‌های داده‌های مقطعی فرض همگنی به‌طور ضمنی وجود دارد، بنابراین برای استفاده از این روش ضروری است کشورهای دارای ویژگی‌های مشابه در نمونه مورد مطالعه در نظر گرفته شوند. به هر حال، برای مدنظر قرار گرفتن ویژگی‌های خاص هر یک از کشورهای عضو نمونه لازم است حداقل ناهمگنی در مدل مشاهده شود. ساده‌ترین راه برای وارد نمودن ناهمگنی پارامترها تصریح مدل به‌صورت آثار ثابت^۱ و فرض عرض از مبدأهای متفاوت برای کشورهای مختلف است:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta y_{it} + \lambda y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (4)$$

آثار فردی^۲ α_i تمام ابعاد غیرزمانی (یا غیرساختاری) و تأثیر متغیرهای غیرزمانی غیرقابل مشاهده مؤثر بر سطح تقاضای انرژی را در مدل تقاضای انرژی منعکس می‌نماید. این آثار فردی می‌تواند ثابت یا تصادفی باشد. اگر آثار فردی ثابت باشند تخمین‌زننده حداقل مربعات معمولی (OLS) و اگر آثار فردی تصادفی باشد تخمین‌زننده حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) بهترین تخمین‌زن خطی بدون تورش^۳ خواهد بود (شیانو، ۲۰۰۳). انتخاب میان این دو توصیف به فرض استقلال میان α_i و y_{it} بستگی دارد که از طریق آزمون استاندارد هاسمن (۱۹۷۸) مشخص می‌شود.

به هر حال، در این مدل ناهمگنی تنها در سطح متوسط مصرف سرانه انرژی در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، ناهمگنی تنها بر عرض از مبدأ منحنی U وارونه تأثیر می‌گذارد. در این حالت، شدت انرژی هر یک از کشورها به‌صورت توابع سهمی نشان داده می‌شود که فاصله بین این منحنی‌ها به سطح آثار فردی (α_i) بستگی دارد. از نقطه‌نظر کشش پارامترهای شیب β و λ که تعیین‌کننده کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی ($\beta + 2\lambda y_{it}$) هستند همگن فرض می‌شوند، بنابراین در این مدل در یک زمان مشخص تفاوت کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی کشورها تنها به دلیل تفاوت در تولید ناخالص داخلی سرانه آنها یعنی y_{it} است. گزینه دیگر، استفاده از مدل پانل ناهمگن است. در این مدل فرض می‌شود پارامترهای شیب مدل تقاضای انرژی بین کشورها ناهمگن باشند:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it} + \lambda_i y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T \quad (5)$$

1. Fixed Effect Model (FEM)
2. Individual Effects
3. Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)

برای تخمین مدل‌های پانل ناهمگن روش‌های متعددی وجود دارد. در این مقاله از توصیف تابع پانل آستانه‌ای^۱ استفاده می‌شود و آثار آستانه‌ای در یک مدل پانل خطی وارد می‌گردد. در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای^۲ هر یک از مشاهدات را می‌توان بر حسب ارزش یک متغیر مشاهده‌شده به نام متغیر آستانه‌ای^۳ دسته‌بندی نمود (هائسن، ۱۹۹۹). در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای در هر زمان کشورها با توجه به یک متغیر قابل مشاهده به نام متغیر آستانه به گروه‌هایی با کشش‌های یکسان تقسیم می‌شوند. به عنوان مثال، این متغیر می‌تواند تولید ناخالص داخلی سرانه یا نرخ رشد آن باشد. در یک رگرسیون پانل آستانه‌ای، مکانیزم انتقال^۴ بین رژیم‌های حدی^۵ چنین تعریف می‌شود که در هر زمان اگر متغیر آستانه‌ای مشاهده‌شده برای یک کشور مشخص کمتر از یک مقدار معین موسوم به پارامتر آستانه باشد رابطه در آمد-تقاضا با مدل (یا رژیم) خاصی تعریف می‌شود که با مدل مورد استفاده در زمانی که متغیر آستانه بزرگتر از پارامتر آستانه است متفاوت خواهد بود. مزیت این مدل آن است که حتی در صورت خطی بودن مدل‌های رژیم حدی کشش در آمدی به سطح متغیر آستانه‌ای بستگی دارد. به عنوان مثال، در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای با دو رژیم حدی داریم:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_0 y_{it} + \beta_1 y_{it} g(q_{it}, c) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

که در آن متغیر q_{it} متغیر آستانه، c پارامتر آستانه و $g(q_{it}, c)$ تابع انتقال است که به صورت تابع نماگر^۶ زیر تعریف می‌شود:

$$g(q_{it}, c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} > c \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

در این مدل، اگر متغیر آستانه‌ای کمتر از c باشد کشش در آمدی برابر با β_0 است و اگر متغیر آستانه‌ای بیشتر از c باشد برابر با $\beta_0 + \beta_1$ است، بنابراین همانند مدل درجه دوم کشش در آمدی به سطح در آمد (یا هر متغیر اقتصادی دیگری) بستگی خواهد داشت. به هر حال، در یک مدل پانل آستانه‌ای مکانیزم انتقال بین رژیم‌های مختلف بسیار ساده تعریف می‌شود، به طوری که نمی‌تواند آثار غیر خطی سطح در آمد بر کشش در آمدی را نشان دهد. در ادبیات مدل‌های آستانه‌ای اغلب برای حل این مشکل از یک تابع انتقال یکنواخت استفاده می‌شود. در این صورت، مدل را رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت^۷

1. Threshold Panel Specification
2. Panel Threshold Regression (PTR)
3. Threshold Variable
4. Transition Mechanism
5. Extreme Regimes
6. Indicator
7. Panel Smooth Threshold Regression (PSTR)

می نامند (گونزالس، تراسویرتا و وان دیک، ۲۰۰۴). به این ترتیب، مدل تقاضای انرژی پانل آستانه‌ای یکواخت با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال را می توان به صورت زیر تعریف نمود:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_0 y_{it} + \beta_1 y_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

که در آن، تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ تابعی پیوسته و کران دار از متغیر آستانه‌ای q_{it} می باشد. عمومی ترین فرم تابع انتقال به صورت رابطه زیر بیان می شود:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp \left(-\gamma \prod_{z=1}^m (q_{it} - c_z) \right) \right]^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq \dots \leq c_m \quad (9)$$

که در آن، بردار $c = (c_1, c_2, \dots, c_m)'$ برداری m بعدی از پارامترهای وضعیت^۱ و γ نشانگر شیب تابع انتقال است. اگر $z=1$ باشد در این صورت مدل را رگرسیون انتقال یکواخت نمایی^۲ و اگر $z=2$ باشد مدل را رگرسیون انتقال یکواخت لجستیک^۳ می نامند.

استفاده از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکواخت برای تقاضای انرژی از سه مزیت اصلی برخوردار است. نخست اینکه در این مدل پارامترها (و کشش درآمدی) می توانند بین کشورها و در زمان های مختلف متفاوت باشند و به صورت تابعی از متغیر آستانه‌ای q_{it} به طور یکواخت تغییر نمایند. به طور دقیق تر، کشش درآمدی به صورت میانگین وزنی پارامترهای β_0 و β_1 تعریف می شود. به عنوان مثال، اگر از متغیر دیگری بجای سطح درآمد به عنوان متغیر آستانه استفاده شود کشش درآمدی کشور نام در زمان t عبارت است از:

$$e_{it} = \frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}} = \beta_0 + \beta_1 g(q_{it}; \gamma, c) \quad (10)$$

اگر $\beta_1 > 0$ باشد، $\beta_0 + \beta_1 \leq e_{it} \leq \beta_0 + \beta_1$ و اگر $\beta_1 < 0$ باشد، $\beta_0 + \beta_1 \leq e_{it} \leq \beta_0$ خواهد بود.

دوم اینکه مقدار کشش درآمدی برای یک کشور مشخص و در یک زمان مشخص می تواند متفاوت از پارامترهای برآورد شده برای رژیم های حدی یعنی β_0 و β_1 باشد، بنابراین باید توجه داشت که تفسیر مستقیم مقدار این پارامترها (همانند مدل های پرویت و لاجیت) به آسانی میسر نیست. در تفسیر نتایج این مدل ها به دو چیز باید توجه نمود:

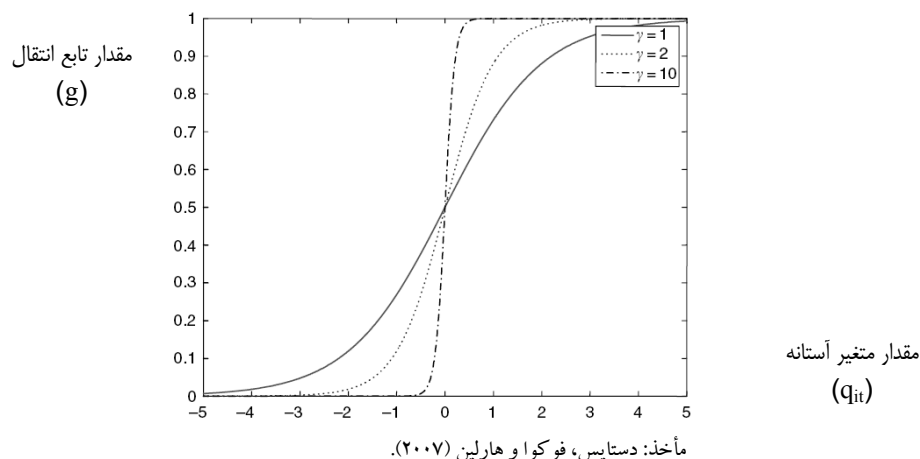
1. Location Parameters
2. Exponential Smooth Transition Regression (ESTR)
3. Logistic Smooth Transition Regression (LSTR)

علامت این پارامترها نشان‌دهنده افزایش یا کاهش کشش در آمدی تحت تأثیر مقدار متغیر آستانه‌ای است، تغییرات کشش بین کشورها و در طول زمان که با استفاده از رابطه (۱۰) قابل محاسبه است.

سوم اینکه این مدل را می‌توان تعمیم مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای پیشنهاد شده توسط هانسن (۱۹۹۹) و مدل پانل خطی با آثار فردی نمود کرد. در نمودار (۱) تابع انتقال برای مقادیر مختلف پارامتر γ در حالت $m=1$ نشان داده شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود، اگر γ به سمت بی‌نهایت میل کند تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ به تابع نماگر رابطه (۷) تبدیل شده و مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت به مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای تقلیل می‌یابد. اگر $m > 1$ و γ به سمت بی‌نهایت میل کند تنها دو رژیم حدى مشابه خواهیم داشت، اما تابع انتقال در $c_1, c_2, \dots$ بین صفر و یک تغییر وضعیت می‌دهد. زمانی که γ به سمت صفر میل می‌کند تابع انتقال برابر با مقدار ثابتی خواهد شد و مدل تقاضا به یک مدل خطی استاندارد با آثار فردی که در آن کشش در آمدی ثابت و همگن است تبدیل خواهد شد. در این حالت، برای تمام کشورها و در تمام زمان‌ها $c_{it} = \beta_0$ می‌باشد. مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت را می‌توان برای $r+1$ رژیم حدى به صورت زیر تعمیم داد:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_0 y_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j y_{it} g_j(q_{it}; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

که در آن، r نشان‌دهنده تعداد توابع انتقال است و هر تابع انتقال به پارامترهای شیب γ_j و پارامترهای وضعیت c_j بستگی خواهند داشت.



مأخذ: دستایس، فوکوا و هارلین (۲۰۰۷).

نمودار ۱. تابع انتقال با $m=1$ و $c=0$: تحلیل حساسیت نسبت به پارامتر شیب

در حالت تعمیم یافته نمودار (۱) اگر متغیر آستانه متغیر دیگری بجای y_{it} باشد کشش درآمدی کشور i م در زمان t به صورت میانگین وزنی $r+1$ پارامتر β_j متناظر با $r+1$ رژیم حدی تعریف می شود:

$$e_{it} = \frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}} = \beta_0 + \sum_{j=1}^r \beta_j g_j(q_{it}; \gamma_j, c_j) \quad (12)$$

اگر از درآمد به عنوان متغیر آستانه استفاده شود، در این صورت کشش درآمدی به صورت زیر تعریف می شود:

$$e_{it} = \frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}} = \beta_0 + \sum_{j=1}^r \beta_j g_j(q_{it}; \gamma_j, c_j) + \sum_{j=1}^r \beta_j y_{it} \frac{\partial g_j(q_{it}; \gamma_j, c_j)}{\partial y_{it}} \quad (13)$$

این عبارت امکان استفاده از روابط مختلف برای بیان ارتباط میان درآمد و تقاضای انرژی (یا شدت انرژی) را فراهم می نماید.

۳. تخمین مدل و آزمون های تشخیص

برای تخمین پارامترهای مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکنواخت ابتدا آثار فردی α_i از مدل حذف می شوند، سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی مدل تبدیل یافته تخمین زده می شود. گوتزالس، تراسورتا و وان دیک (۲۰۰۴) دو آزمون را برای این مدل پیشنهاد نمودند: آزمون برای خطی بودن مدل در مقابل مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکنواخت و تعیین تعداد توابع انتقال (r) و به تبع آن تعداد رژیم های حدی ($r+1$). یک مدل تقاضای انرژی با یک پارامتر وضعیت ($m=1$) و متغیر آستانه ای q_{it} را در نظر می گیریم. خطی بودن^۱ مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکنواخت را می توان با آزمون فرضیه $H_0: \beta_0 = \beta_1$ یا $H_0: \gamma = 0$ مورد آزمون قرار داد، اما از آنجا که تحت فرضیه صفر در مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکنواخت برخی پارامترهای ناشناخته وجود دارند این فرضیه را نمی توان با استفاده از آزمون های استاندارد مورد آزمون قرار داد. یک راه حل برای حل این مشکل آن است که به جای تابع انتقال از بسط مرتبه اول سری تیلور آن در اطراف $\gamma=0$ جایگزین کنیم و فرضیه هم ارز با آن را به کمک مدل رگرسیون کمکی ذیل آزمون نماییم:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_0 y_{it} + \theta_1 y_{it} q_{it} + \theta_2 y_{it} q_{it}^2 + \dots + \theta_m y_{it} q_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

در معادله کمکی پارامترهای θ_i با پارامتر شیب γ متناسب هستند، و بنابراین آزمون خطی بودن مدل رگرسیونی پانل آستانه ای یکنواخت را می توان با استفاده از فرضیه $H_0: \theta_1 = \dots = \theta_m = 0$ انجام داد.

با منطق مشابهی می‌توان تعداد توابع انتقال در مدل و به عبارتی تعداد رژیم‌های حدی ($t+1$) را مورد آزمون قرار داد. برای این منظور، فرضیه صفر مبنی بر حذف کامل آثار غیرخطی^۱ در تابع انتقال به صورت مرحله به مرحله یا پیاپی آزمون می‌شود. به عنوان مثال، تصور کنید فرضیه خطی بودن مدل رد شده است. حال پرسش این است که آیا یک تابع انتقال ($H_0: t=1$) وجود دارد یا آنکه حداقل دو تابع انتقال ($H_0: t=2$) مدل موردنظر را توصیف می‌کند. فرض کنید مدل برای حالت $t=2$ چنین توصیف شود:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_0 y_{it} + \beta_1 y_{it} g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \beta_2 y_{it} g_2(q_{it}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

منطق این آزمون ایجاب می‌کند به جای تابع انتقال دوم بسط مرتبه اول سری تیلور آن در اطراف $\gamma_2=0$ را جایگزین نموده و وجود محدودیت‌های خطی بر پارامترها را آزمون کنیم:

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_0 y_{it} + \beta_1 y_{it} g_1(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \theta_1 y_{it} q_{it} + \theta_2 y_{it} q_{it}^2 + \dots + \theta_m y_{it} q_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

آزمون حذف کامل آثار غیرخطی را می‌توان به صورت آزمون فرضیه صفر $\theta_1 = \dots = \theta_m = 0$ تعریف کرد. به طور کلی، در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت با $t=t^*$ فرضیه $H_0: t=t^*$ را می‌توان در برابر فرضیه $H_0: t=t^*+1$ آزمون تازمانی که فرضیه H_0 رد شود فرایند آزمون همچنان ادامه خواهد یافت و با تأیید نخستین H_0 خاتمه می‌یابد.

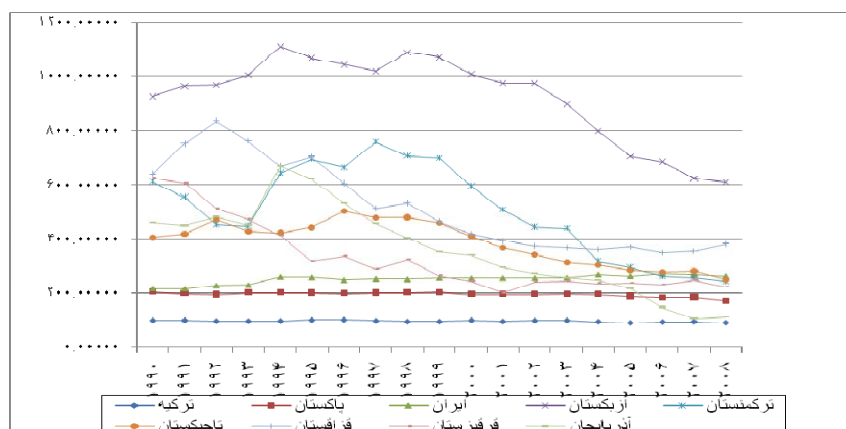
۴. داده‌ها و نتایج تحقیق

در این مقاله پانلی متشکل از ۱۰ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی (اگو) شامل ازبکستان، افغانستان، ایران، پاکستان، تاجیکستان، ترکمنستان، ترکیه، آذربایجان، قزاقستان و قرقیزستان در طول دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۰) در نظر گرفته می‌شود. به دلیل عدم دسترسی به داده‌های موردنظر برای افغانستان این کشور از فهرست نمونه‌ها حذف می‌گردد. مصرف انرژی شامل انرژی تجاری^۲ (ذغال سنگ، فرآورده‌های نفتی، گاز و برق) و بیوماس^۳ با واحد تن معادل نفت خام (toe) اندازه گیری می‌شود. داده‌های مربوط به جمعیت و تولید ناخالص داخلی نیز برای این کشورها جمع‌آوری شده‌اند. برای امکان مقایسه بین‌المللی کشورها تولید ناخالص داخلی بر حسب برابری قدرت خرید^۴ برای دلار سال ۲۰۰۰ بیان شده است. برای این منظور، ابتدا تولید ناخالص داخلی هر کشور بر حسب قیمت پایه سال ۲۰۰۰ به نرخ پول رایج آن کشور محاسبه شده، سپس با توجه به اینکه مصرف انرژی به صورت حجمی بیان شده است برای تعیین حجم واقعی تولید ناخالص داخلی و امکان مقایسه آن در کشورهای مختلف بر حسب برابری قدرت خرید برای دلار سال ۲۰۰۰ بیان

1. No Remaining Non-Linearity
2. Commercial Consumption
3. Biomass
4. Purchasing Power Parity (PPP)

می گردند. اگر چنین تبدیلی انجام نگیرد با توجه به تغییرات نرخ ارز در بازه زمانی مذکور شدت انرژی بیش برآورد یا کم برآورد محاسبه می شود. به این ترتیب، با توجه به یکسان بودن تعداد سال های مشاهدات در کشورها پانل مورد استفاده از نوع متوازن خواهد بود.

نمودار (۲) تغییرات شدت انرژی در کشورهای عضو سازمان همکاری های اقتصادی (اکو) برای سال های (۲۰۰۸-۱۹۹۰) را نشان می دهد. این نمودار حاکی از پدیده همگرایی در میزان شدت انرژی بین کشورها است.



مأخذ: داده های جمع آوری شده توسط محقق از سایت IEA.

نمودار ۲. شدت انرژی اولیه در کشورهای عضو اکو
(کیلو تن معادل نفت خام برای هر هزار دلار ۲۰۰۰)

همانگونه که ملاحظه می شود برای کشورهای ایران، تاجیکستان، قزاقستان، ازبکستان و آذربایجان تئوری منحنی U وارونه در توصیف روند زمانی تغییرات شدت انرژی در این کشورها تأیید می گردد. برای توصیف مدل آستانه ای دو متغیر آستانه ای بالقوه را در نظر می گیریم. در مدل اول (A) فرض می شود مکانیزم انتقال با توجه به لگاریتم سطح درآمد سرانه ($q_{it}=y_{it}$) تعیین می شود و در مدل دوم (B) فرض می شود مکانیزم انتقال به نرخ رشد لگاریتم درآمد سرانه ($q_{it}=y_{it}$) وابسته است.

در مرحله نخست، توصیف تابع تقاضای انرژی به صورت لگاریتم خطی در مقابل توصیف آن با در نظر گرفتن آثار آستانه ای مورد آزمون قرار می گیرد. نتایج آزمون های خطی بودن و آزمون حذف کامل آثار غیر خطی در جدول (۱) ارائه شده است. برای هر یک از دو مدل A و B سه تصریح مختلف شامل یک، دو و سه پارامتر وضعیت ($m=1,2,3$) در نظر گرفته می شود. برای هر یک از این توصیف ها آماره LM_F برای آزمون های خطی بودن مدل ($H_0: \tau=0$) در مقابل H_1 :

($r=1$) و نیز به‌طور کلی برای آزمون حذف کامل آثار غیرخطی ($H_0: r=a$ در مقابل $H_1: r=a+1$) محاسبه خواهد شد. مقادیر آماره مذکور تا زمان نخستین پذیرش H_0 گزارش می‌شود.

در صورتی که در آزمون نخست فرض صفر مبنی بر خطی بودن الگورد شود می‌بایست از بین مدل‌های غیرخطی بالقوه (نمایی و لجستیک) به انتخاب نوع مدل غیرخطی پرداخته و پارامترهای آن را تخمین زد. همانگونه که اشاره شد آزمون خطی بودن مدل رگرسیونی پائل آستانه‌ای یکخواخت را در قالب فرضیه صفر $H_0: \theta_1=\theta_2=\theta_3=0$ با استفاده از آماره F آزمون می‌کنیم. بر اساس نتایج جدول (۱) در صورت استفاده از هر یک از دو متغیر آستانه‌ای فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل رد و وجود آثار آستانه‌ای تأیید می‌شود. مقادیر آماره LM_F در این آزمون‌ها حاکی از آن است که در صورت استفاده از متغیر نرخ رشد لگاریتم در آمد سرانه جهت توصیف مکانیزم انتقال بین رژیم‌های تقاضا آثار آستانه‌ای قوی‌تری مشاهده می‌شود. برای انتخاب نوع مدل رگرسیون انتقال یکخواخت از میان دو نوع الگوی نمایی و لجستیک با استفاده از نتایج تخمین معادله (۱۴) برای $m=1,2,3$ و برای هر یک از دو متغیر آستانه‌ای پیشنهادی سه فرضیه زیر را آزمون می‌کنیم:

$$H_{01}: \theta_1=0 | \theta_2=\theta_3=0$$

$$H_{02}: \theta_2=0 | \theta_3=0$$

$$H_{03}: \theta_3=0$$

که در آن، فرضیه H_{02} به معنای آزمون صفر بودن پارامتر θ_2 به شرط صفر بودن پارامتر θ_3 و فرضیه H_{01} به معنای صفر بودن پارامتر θ_1 به شرط صفر بودن پارامترهای θ_2 و θ_3 می‌باشد. اگر فرضیه H_{02} رد و دو فرضیه دیگر پذیرفته شود مدل نمایی و اگر هر یک از دو فرضیه H_{01} یا H_{03} رد شود مدل لجستیک انتخاب می‌شود. علاوه بر این، اگر هر سه فرضیه صفر رد شوند با توجه به مقادیر آماره‌های LM_F محاسبه شده و شدت رد فرضیه صفر در هر یک از سه آزمون انتخاب مدل به همان شیوه مذکور انجام می‌شود (اندرس، ۲۰۰۳). با توجه به نتایج جدول (۱) ملاحظه می‌شود فرضیه H_{02} در هر دو مدل تأیید شده و فرضیه‌های H_{01} و H_{03} در مدل A رد می‌شود. به علاوه، در مدل B نیز فرضیه H_{01} رد می‌شود، بنابراین مدل رگرسیون انتقال یکخواخت لجستیک برای تخمین الگوی غیرخطی انتخاب می‌گردد.

با استفاده از آزمون حذف کامل آثار غیرخطی می‌توانیم تعداد بهینه توابع انتقال (یا رژیم‌های حدی) را شناسایی کنیم. در یک مدل پائل آستانه‌ای یکخواخت با تعداد کمی از رژیم‌های حدی نیز به‌خوبی می‌توان غیرخطی بودن تقاضای انرژی یا به عبارت دیگر ناهمگنی کشورها و تغییرات کشش در آمدی در طول زمان را در مدل وارد نمود. یادآوری می‌شود که یک مدل انتقال یکخواخت حتی در صورت وجود دو رژیم حدی ($r=1$) می‌تواند تعداد نامحدودی از رژیم‌های میانی را در بر داشته باشد. به این ترتیب، حتی با وجود دو رژیم حدی ($r=1$) نیز بر اساس این مدل می‌توان طیفی از کشش‌های درآمدی (یا رژیم‌های مختلف) را با

توجه به مقادیر مختلف تابع انتقال $g(q_{it}; \gamma, c)$ بین صفر و یک نتیجه گرفت، بنابراین انتخاب r صرفاً از جهت شناسایی توصیف مناسب مدل صورت می گیرد.

جدول ۱. آزمون LM_F برای حذف کامل آثار غیرخطی

مدل B			مدل A			مدل
$q_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$			$q_{it} = y_{it}$			متغیر آستانه‌ای
m=3	m=2	m=1	m=3	m=2	m=1	تعداد پارامترهای موقعیت
۲۰/۹۱۵۸۹	۳۱/۳۹۶۲۲	۶۲/۱۷۲۷۲	۶/۹۹۳۹۶۸	۴/۲۲۵۸۱۵	۸/۴۱۶۸۶۹	$H_0: r=0$
(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰۲)	(۰/۰۱۶۲)	(۰/۰۰۴۲)	مقابل $H_1: r=1$
	۰/۲۶۳۵۴۱			۱۱/۹۴۸۳۲		H_{03}
	(۰/۶۰۸۴)			(۰۰۰۷۰)		
	۰/۷۳۰۶۲			۰/۰۸۳		H_{02}
	(۰/۳۹۴۰)			(۰/۷۷۳۶)		
	۶۲/۱۷۲۷			۸/۴۱۶۸۶۹		H_{01}
	(۰/۰۰۰۰)			(۰/۰۰۴۲)		

مأخذ: نتایج تحقیق مبتنی بر آمار ارائه شده در پیوست.

علاوه بر این، در مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای یکتواخت انتخاب تعداد پارامترهای وضعیت (m) ضروری است. بر اساس جدول (۱) مقادیر آماره F محاسبه شده برای m های مختلف در دو مدل A و B حاکی از آن است که $m=1$ در هر دو مدل A و B مناسب تر است، چرا که مقادیر آماره F در آن بیش از سایر مقادیر m می باشد.

در جدول (۲) نتایج تخمین پارامترهای تابع انتقال مدل لجستیک در معادله (۹) گزارش شده است. تخمین پارامترهای c و γ در این تابع با الگوریتم تکراری و بر اساس حداقل نمودن مجموع مربعات خطاها در معادله (۸) صورت گرفته است. به علاوه، نتیجه تخمین معادله (۸) نیز در این جدول ارائه شده است. همانگونه که ملاحظه می شود علامت پارامتر β_1 در هر دو مدل منفی است که این امر دلالت بر آن دارد که با افزایش متغیر آستانه‌ای (سطح درآمد یا نرخ رشد آن) کشش درآمدی تقاضای انرژی کاهش خواهد یافت.

در جدول (۲) پارامتر شیب تابع انتقال در مدل A برابر با ۴/۶۱ برآورد شده است که پایین بودن مقدار آن (نسبت به مقدار بی نهایت که در آن تابع انتقال به یک تابع نماگر تبدیل می شود) یکتواخت بودن فرایند انتقال را تأیید می کند. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که بیان می کند غیرخطی بودن تقاضای انرژی را نمی توان به چند رژیم محدود با کشش های درآمدی متفاوت تقلیل داد. در واقع، برخلاف مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای ساده یک مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای با تابع انتقال یکتواخت را می توان به عنوان مدلی که طیفی از رژیم های مختلف را شامل می شود تفسیر نمود. این طیف از رژیم های مختلف در اندازه گیری آثار آستانه‌ای تقاضای انرژی ضرورت خواهند داشت (جادسون، اشمالنسی و استاگر، ۱۹۹۹). نتایج حاکی از آن است که تجمیع کشورها در یک پانل و تخمین رابطه میان درآمد و تقاضای انرژی (یا درآمد و

شدت انرژی) حتی در صورت استفاده از توصیف درجه دوم رضایت‌بخش نخواهد بود زیرا در این رویکرد ناهمگنی روابط بین کشورها نادیده گرفته می‌شود.

جدول ۲. تخمین پارامترها در مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای یکنواخت با استفاده از یک تابع انتقال

متغیرهای تابع انتقال	مدل A (۱)	مدل B (۱)
پارامتر درآمدی β_0	۰/۷۹۱ (۰/۱۱۸)	۱/۱۹۸۸ (۰/۰۷۵)
پارامتر درآمدی β_1	-۰/۳۴۱۹ (۰/۰۸۷۳)	-۰/۶۳۴۵ (۰/۱۲۴)
پارامتر آستانه برای اولین تابع انتقال C	۱/۳۱	-۰/۰۸
پارامتر شیب برای اولین تابع انتقال γ	۴/۶۱	۴۰۱/۰۱

نکته: اعداد داخل پرانتز بیانگر انحراف استاندارد پارامترهای تخمینی می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق مبتنی بر آمار ارائه شده در پیوست.

در جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه وجود یک تابع انتقال ($H_0: r=1$) در مقابل فرضیه وجود دو تابع انتقال ($H_1: r=2$) برای مقادیر مختلف m گزارش شده است. ملاحظه می‌گردد بر اساس آماره LM_F وجود دو تابع انتقال در مدل A رد و در مدل B تأیید می‌شود. بر اساس آماره‌های آکائیک و شوارتز برای انتخاب توصیف بهینه مدل تقاضای انرژی همچنان استفاده از یک تابع انتقال در هر دو مدل A و B توصیه می‌شود.

جدول ۳. آزمون LM_F برای حذف کامل آثار غیرخطی با در نظر گرفتن دو تابع انتقال

مدل	مدل A	مدل B
متغیر آستانه‌ای	$q_{it} = y_{it}$	$q_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$
تعداد پارامترهای موقعیت	m=1 m=2 m=3	m=1 m=2 m=3
در $H_0: r=1$	۱/۵۵۷۴۸ (۰/۳۴۹۸)	۵/۹۷۴۶ (۰/۰۰۳۲)
مقابل $H_1: r=2$	۱/۱۱۱۲ (۰/۲۶۸۱)	۱۱/۴۷۱۱ (۰/۰۰۰۹)
مدل	مدل A	مدل B
معیارهای اطلاعاتی	شوارتز	آکائیک
با وجود یک تابع انتقال	-۰/۰۹۱۲۹	-۰/۵۳۸۸
با وجود دو تابع انتقال	-۰/۰۸۰	-۰/۲۵۹۷

مأخذ: نتایج تحقیق مبتنی بر آمار ارائه شده در پیوست.

۵. محاسبه کشش‌های درآمدی

پس از تخمین پارامترهای مدل تقاضای انرژی می‌توانیم با استفاده از معادله (۱۳) کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی را برای هر یک از کشورها و در هر یک از سال‌ها به‌طور جداگانه محاسبه کنیم. با توجه به تأیید وجود یک تابع انتقال در مدل پانل آستانه‌ای یکنواخت در این مطالعه کشش‌های درآمدی به‌صورت زیر محاسبه خواهند شد:

$$e_{it} = \frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}} = \beta_0 + \beta_1 g(q_{it}; \gamma, c) + \beta_1 y_{it} \frac{\partial g(q_{it}; \gamma, c)}{\partial y_{it}} \quad (17)$$

با توجه به اطلاعات جدول (۳) و با توجه به انتخاب تابع لجستیک برای توصیف تابع انتقال این رابطه برای مدل A به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$e_{it} = \frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}} = 0.791 - \frac{0.3419}{[1 + \exp(-4.61(y_{it} - 1.31))]} - \frac{0.3419 y_{it} (4.61 \times \exp(-4.61(y_{it} - 1.31)))}{[1 + \exp(-4.61(y_{it} - 1.31))]^2} \quad (18)$$

برای مدل B نیز خواهیم داشت:

$$e_{it} = \frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}} = 1.1988 - \frac{0.6345}{[1 + \exp(-401.01((y_{it} - y_{it,t-1}) + 0.08))]} - \frac{0.6345 y_{it} (401.01 \times \exp(-401.01((y_{it} - y_{it,t-1}) + 0.08)))}{[1 + \exp(-401.01((y_{it} - y_{it,t-1}) + 0.08))]^2} \quad (19)$$

میانگین و انحراف استاندارد کشش‌های درآمدی هر کشور در طول دوره مورد مطالعه را با استفاده از روابط زیر می‌توان محاسبه نمود:

$$\bar{e}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}, S_{e,i} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_{it} - \bar{e})^2} \quad (20)$$

مقایسه این کشش‌ها با کشش‌های برآورد شده براساس مدل پانل درجه دوم با آثار ثابت^۱ (معادله ۵) که در آن کشش درآمدی برابر با $\beta + 2\lambda y_{it}$ می‌باشد نتایج قابل توجهی به‌دنبال خواهد داشت. از تخمین معادله (۵) برآورد پارامترها به‌صورت $\beta = 0.7392$ و $\lambda = -0.1476$ به‌دست می‌آید که کشش‌های درآمدی برای هر کشور و در هر سال را به‌صورت $e_{it}^Q = 0.7392 - 0.2952 y_{it}$ می‌توان محاسبه نمود. میانگین و انحراف استاندارد کشش درآمدی در مدل درجه دوم به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\bar{e}_i^q = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}^q = \beta + 2\lambda \bar{y}_i, S_{e,i}^q = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_{it}^q - \bar{e}_i^q)^2} \quad (21)$$

بر اساس محاسبات انجام شده میانگین و انحراف استاندارد کشش‌های درآمدی در مدل تقاضای انرژی پانل درجه دوم با آثار ثابت و دو مدل تقاضای انرژی مبتنی بر رگرسیون پانل آستانه‌ای یک‌نواخت در جدول (۴) با یکدیگر مقایسه شده است.

جدول ۴. میانگین و انحراف استاندارد کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی در کشورهای عضو اگو (۱۹۹۰-۲۰۰۸)

مدل	درجه دوم با آثار ثابت		رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت (A)		رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت (B)	
	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد
آذربایجان	۰/۵۸۹	۰/۵۷۴	۰/۷۴۳	۰/۰۵۸	-۰/۲۷۵	۳/۵۰۸
قرقیزستان	۰/۶۷۶	۰/۰۲۳	۰/۷۸۵	۰/۰۰۳	-۰/۵۵۳	۲/۶۸۱
قزاقستان	۰/۵۳۰	۰/۰۳۵	۰/۶۹۵	۰/۰۶۲	-۱/۹۷۶	۸/۱۵۵
تاجیکستان	۰/۷۴۳	۰/۰۴۵	۰/۷۸۹	۰/۰۰۲	۱/۵۴۵	۲/۸۷۶
ترکمنستان	۰/۵۴۵	۰/۰۲۱	۰/۷۰۳	۰/۰۴۲	۰/۸۱۰	۰/۰۵۷۹
ازبکستان	۰/۶۷۷	۰/۰۱۹	۰/۷۸۶	۰/۰۰۲	۰/۱۴۸	۱/۶۸۸
ایران	۰/۵۱۱	۰/۰۱۹	۰/۶۷۱	۰/۰۴۲	-۶/۰۷۲	۱۲/۲۱۸
پاکستان	۰/۶۵۶	۰/۰۱۱	۰/۷۸۴	۰/۰۰۲	-۳/۸۰۱	۵/۲۶۰
ترکیه	۰/۴۵۷	۰/۰۱۸	۰/۵۲۴	۰/۰۶۸	-۵/۵۶۸	۱۶/۰۲۴

مأخذ: نتایج تحقیق.

باید توجه داشت که در رویکرد مدل آثار ثابت واریانس کشش درآمدی بین کشورها تنها ناشی از تفاوت در تولید ناخالص داخلی سرانه این کشورها می‌باشد. با توجه به یکسان بودن پارامترهای β و λ برای تمام کشورها تفاوت در کشش‌های درآمدی تنها از تفاوت در متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه ناشی می‌شود. در نتیجه هر چه درآمد سرانه کشوری بیشتر باشد کشش درآمدی تقاضای انرژی آن بزرگتر بوده و رابطه بین متوسط درآمد و کشش درآمدی اکیناً خطی است. وجود آثار آستانه‌ای یک‌نواخت امکان می‌دهد طیفی از کشش‌های درآمدی مختلف را با فرض یک متغیر آستانه‌ای مشخصی داشته باشیم. بنابراین رابطه بین درآمد و کشش درآمدی اکیناً غیرخطی است. البته متوسط کشش درآمدی حاصل از دو مدل الزاماً تفاوت بسیاری ندارند اما برای برخی کشورها ممکن است این تفاوت زیاد باشد. در این صورت به ازای یک سطح تولید ناخالص داخلی یکسان مدل تقاضای انرژی این کشورها بسیار متفاوت از سایر کشورهای نمونه خواهد بود.

با توجه به تغییرات کشش‌های درآمدی در طول زمان مقادیر گزارش شده در جدول (۴) میانگین کشش‌های برآورد شده در طول دوره (۱۹۹۰-۲۰۰۸) می‌باشد. از جدول (۴) مشاهده می‌شود زمانی که در مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یک‌نواخت سطح تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر آستانه به کار می‌رود برآورد کشش‌ها نزدیک به برآورد مدل درجه دوم با آثار ثابت است، به این معنا که برای این کشورها مدل آثار ثابت درجه دوم راسخ‌تری می‌توان به عنوان تقریب درجه دوم تیلور از یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای

یکواخت به کار گرفت، گرچه الگوی تغییرات زمانی کشش های درآمدی در دو مدل الزاماً یکسان نیست. کشش های درآمدی برآورد شده از مدل درجه دوم با آثار ثابت و مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکواخت از نوع A برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه طی دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۰) در نمودار (۳) گزارش شده است. ملاحظه می شود که در کشورهای نمونه برآورد کشش ها با استفاده از دو مدل در طول زمان رفتار مشابهی دارند، بنابراین در این کشورها یک مدل همگن درجه دوم تقریب خوبی برای نشان دادن پویایی های کشش درآمدی حاصل از مدل ناهمگن می باشد. به نظر می رسد کشش های درآمدی منفی محاسبه شده بر اساس مدل B قابل توجه نیست و میزان انحراف استاندارد کشش های درآمدی بین سال های مختلف نیز رقم بالایی است، بنابراین ترجیحاً از نتایج مدل A و مدل درجه دوم با آثار ثابت برای تفسیر کشش ها استفاده می کنیم.

یک روش برای نشان دادن مزیت مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکواخت نسبت به مدل درجه دوم با آثار ثابت مقایسه پارامترهای برآورد شده در مدل درجه دوم با آثار ثابت در دوزیر نمونه است، چنانچه کل نمونه را به دوزیر نمونه (۱) و (۲) تقسیم کنیم بر اساس جدول (۵) پارامترهای برآورد شده برای دوزیر نمونه اساساً متفاوتند. به عبارتی، برای سطح یکسان تولید ناخالص داخلی سرانه کشش های درآمدی تقاضای انرژی کشورهای دوزیر نمونه یکسان نیست و تنها یک مدل رگرسیون پانل آستانه ای یکواخت (مدل آثار تصادفی) قادر است چنین ناهمگنی را نشان دهد.

جدول ۵. تابع تقاضای انرژی درجه دوم در مدل آثار ثابت

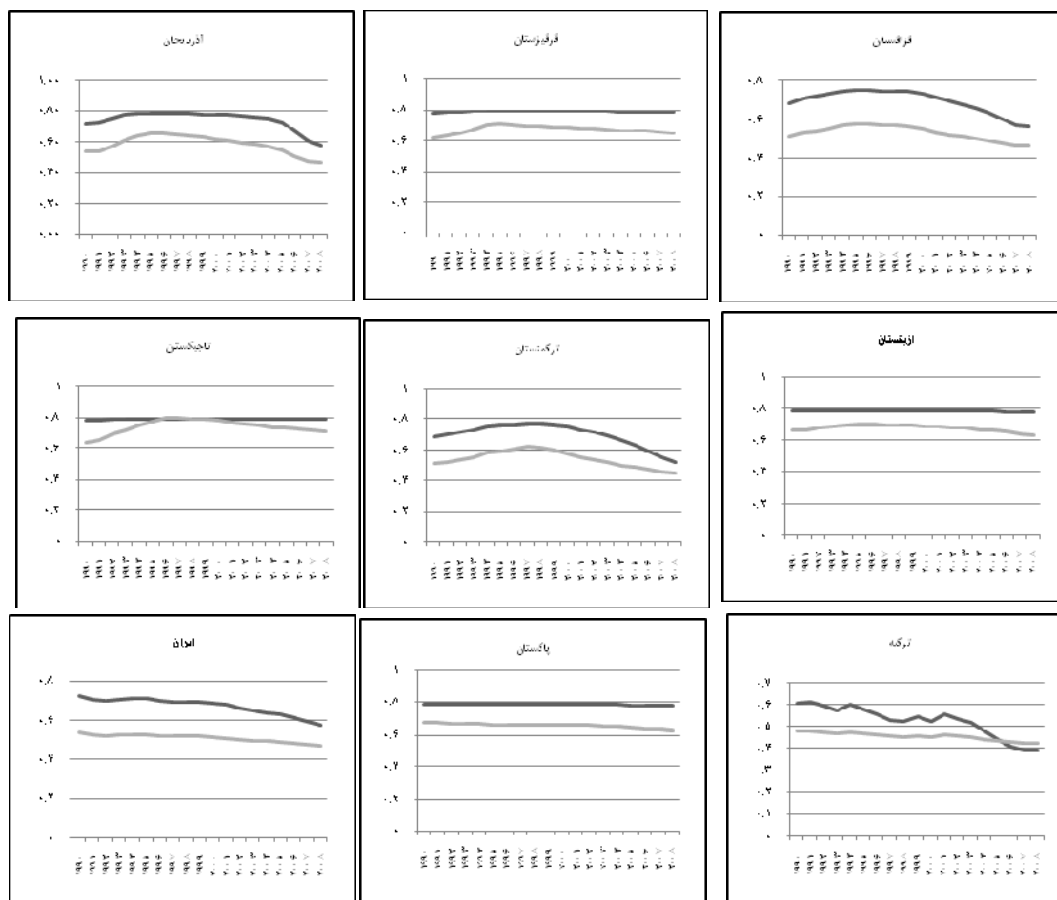
کل نمونه	زیر نمونه (۱)	زیر نمونه (۲)	
۰/۷۳۹۲۰۴	۰/۸۳۴۱۰۱	-۰/۰۸۸۰۱۸	پارامتر درآمدی β_0
(۰/۱۳۳۵۵۵)	(۰/۱۷۳۴۳۴)	(۰/۲۹۷۸۱۸)	
-۰/۱۴۷۶۴۶	-۰/۲۲۰۲۵۳	۰/۱۳۹۰۴۶	پارامتر درآمدی β_1
(۰/۰۵۰۸۹۲)	(۰/۰۷۶۶۰۴)	(۰/۰۹۱۰۸۴)	
۸/۴۴۷۷	۷/۱۱۷۶۷۴	۱/۰۵۹۶۸۴	مجموع مربعات خطا (RSS)

مأخذ: نتایج تحقیق.

رابطه زیر تغییرات شدت انرژی را به رشد اقتصادی و کشش درآمدی تقاضای انرژی مربوط می کند:

$$\text{درصد تغییرات شدت انرژی} = \frac{d\left(\frac{C}{Y}\right)}{\frac{C}{Y}} = \frac{YdC - CdY}{Y^2} \times \frac{Y}{C} = \frac{dC}{C} - \frac{dY}{Y} = \frac{dY}{Y} [e - 1] \quad (22)$$

بر اساس این رابطه می توان با در اختیار داشتن کشش های درآمدی تقاضای انرژی تغییرات شدت انرژی هر کشور را تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی به راحتی پیش بینی نمود. بر اساس میانگین کشش های درآمدی محاسبه شده در جدول (۴) می توان درصد تغییرات شدت انرژی هر کشور را تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی با استفاده از رابطه (۲۲) پیش بینی کرد. نتایج این پیش بینی با لحاظ میانگین کشش های درآمدی محاسبه شده از مدل A در جدول (۶) آمده است.



نکته: خط تیره نشان‌دهنده برآورد کشش درآمدی بر اساس مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت با $y_{it} = q_{it}$ و خط روشن نشانگر برآورد کشش درآمدی بر اساس مدل آثار ثابت درجه دوم می‌باشد.

جدول ۶. پیش‌بینی درصد تغییرات شدت انرژی در کشورهای عضو اکو تحت سه سناریوی مختلف رشد

سناریوی اول: نرخ رشد ۲ (درصد)	سناریوی دوم: نرخ رشد ۴ (درصد)	سناریوی سوم: نرخ رشد ۶ (درصد)	
-۰/۵۱۴	-۱/۰۲۸	-۱/۵۴۲	آذربایجان
-۰/۴۳	-۰/۸۶	-۱/۲۹	قرقیزستان
-۰/۶۱	-۱/۲۲	-۱/۸۳	قزاقستان
-۰/۴۲۲	-۰/۸۴۴	-۱/۲۶۶	تاجیکستان
-۰/۵۹۴	-۱/۱۸۸	-۱/۷۸۲	ترکمنستان
-۰/۴۲۸	-۰/۸۲۶	-۱/۲۸۴	ازبکستان
-۰/۶۵۸	-۱/۳۱۶	-۱/۹۷۴	ایران
-۰/۴۳۲	-۰/۸۶۴	-۱/۲۹۶	پاکستان
-۰/۹۵۲	-۱/۹۰۴	-۲/۸۵۶	ترکیه

مأخذ: نتایج تحقیق.

ملاحظه می‌شود به ترتیب کشورهای ترکیه، ایران و قزاقستان از بین کشورهای عضو اکو همگام با رشد اقتصادی از ظرفیت بالاتری برای کاهش در رشد شدت انرژی برخوردارند. در ایران با رشد اقتصادی ۲ درصد براساس این مدل پیش‌بینی می‌شود شدت انرژی به میزان ۰/۶۵۸ درصد کاهش یابد. کاهش در شدت انرژی براساس رشد اقتصادی ۴ و ۶ درصد به ترتیب ۱/۳۱۶ و ۱/۹۷۴ درصد خواهد بود. به علاوه، با رشد اقتصادی ۲ درصد در این کشورها شدت انرژی در کل کمتر از یک درصد، با رشد اقتصادی ۴ درصد کمتر از ۲ درصد و با رشد اقتصادی ۶ درصد کمتر از ۳ درصد کاهش خواهد یافت. بنابراین، با استفاده از برآورد کشش در آملی تقاضای انرژی به راحتی می‌توان تغییرات شدت انرژی را پیش‌بینی نمود.

۶. نتیجه‌گیری

شدت انرژی تولید ناخالص داخلی معیاری برای اندازه‌گیری و ارزیابی کارایی انرژی در اقتصاد است. پیش‌بینی تقاضای انرژی تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی به پیش‌بینی تغییرات این شاخص بستگی دارد. یک روش برای بررسی تغییرات شدت انرژی آن است که کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی مورد مطالعه قرار گیرد. مشاهدات تجربی نشان دهنده ناهمگنی در مدل‌های جهانی تقاضای انرژی و ناهمگنی در کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی می‌باشد، از این رو در این مقاله به معرفی روش بنیادی برای توصیف ناهمگنی و تغییرات کشش درآمدی تقاضای انرژی در طول زمان پرداختیم. این روش مبتنی بر مدل‌های رگرسیون انتقال یکنواخت می‌باشد. در واقع، جنبه ناهمگنی در رویکرد پانل برای توصیف غیرخطی بودن تقاضای انرژی به کار می‌رود. آزمون فرضیه خطی بودن مدل تقاضای انرژی در مقابل مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت برای کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) و در فاصله زمانی سال‌های (۲۰۰۸-۱۹۹۰) رد می‌شود، بنابراین استفاده از رگرسیون‌های آستانه‌ای با توجه به یک متغیر آستانه برای برآورد کردن این رابطه پیشنهاد می‌شود. برآورد رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت برای توصیف تابع تقاضای انرژی در کشورهای عضو اکو بیانگر آن است که:

- در این کشورها کشش درآمدی کمتر از واحد بوده در نتیجه تقاضای انرژی نسبت به درآمد کم کشش است.

به عبارتی، با رشد تولید ناخالص داخلی تقاضای انرژی به همان میزان افزایش نخواهد داشت.

- در طول زمان و در اغلب کشورهای عضو اگر شاهد کاهش کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی بودیم. این کاهش به‌ویژه در ایران به‌خوبی مشهود است، به طوری که بر اساس مدل آستانه‌ای یک‌نواخت که در آن از سطح تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیر آستانه استفاده می‌شود کشش درآمدی از ۰/۷۲۳ در سال ۱۹۹۰ به ۰/۵۷۵ در سال ۲۰۰۸ رسیده است.

- در کشورهای مورد مطالعه کشش‌های درآمدی بسیار به یکدیگر نزدیک است. این امر نشان‌دهنده آن است که این کشورها از ساختار اقتصادی مشابهی برخوردارند. در این مورد شاید بیشترین تفاوت در ترکیه مشاهده شود.

- استفاده از برآورد کشش‌های تقاضای انرژی برای پیش‌بینی تغییرات شدت انرژی به میزان رشد اقتصادی بستگی دارد. هر چه رشد اقتصادی کشورها بالاتر باشد شدت انرژی بیشتر کاهش خواهد یافت. بر اساس پیش‌بینی مدل ارائه‌شده در این مطالعه کشورهای ترکیه، ایران و قزاقستان که از بین کشورهای عضو اکو از درآمد سرانه بالاتری برخوردارند همراه با رشد اقتصادی کاهش بیشتری در شدت انرژی نیز تجربه خواهند کرد.

منابع

- سیف، اله‌مراد (۱۳۸۷)، "شدت انرژی: عوامل تأثیرگذار و تخمین یک تابع پیشنهادی"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی.
- Ang, B.W. (1987), "A Cross-Sectional Analysis of Energy-Output Correlation", *Energy Economics*, October, PP. 274-85.
- Ang, B.W. (2006), "Monitoring Changes in Economy-Wide Energy Efficiency: From Energy-GDP Ratio to Composite Efficiency Index", *Energy Policy*, Vol. 34, No. 5, March, PP. 574-82.
- Baumann, Florian (2008), "Energy Security as Multidimensional Concept" Center for Applied Policy Research (CAP)", Research Group on European Affairs, No. 1, March, P. 6.
- Destais, G., Fouquau, J. & C. Hurlin (2007), *Economic Development and Energy Intensity*, (Palgrave Macmillan).
- Enders, Walter (2003), "Applied Econometric Time Series", Wiley Press.
- Gonzalez, A., Terasvirta, T. & D. Van Dijk (2004), "Panel Smooth Transition Regression Model and an Application to Investment under Credit Constraint", Working Paper Stockholm School of Economics.
- Judson, R.A., Schmalensee, R. & T. M. Stoker (1999), "Economic Development and the Structure of the Demand for Commercial Energy", *Energy Journal*, Vol. 20, No. 2, PP. 28-57.
- Hansen, B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Econometrics*, Vol. 93, PP. 345-68.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46, PP. 1251-71.
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data*, 2nd edn (Cambridge University Press).
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, Vol. 45, PP. 1-28.
- Martin, J. M. (1988), "L'Intensité Énergétique de l'Activité Économique dans les Pays Industrialisés : les Evolutions de Très Longue Période Livrent-Elles des Enseignements Utiles?", *Economie et Société*, No. 4, PP. 9-27.
- Medlock, K. B. & R. Soligo (2001), "Economic Development and End-Use Energy Demand", *The Energy Journal*, Vol. 22, No. 2, PP. 77-105.
- Müller-Fürstenberger, G., Wagner, M. & B. Müller (2004), *Exploring the Carbon Kuznets Hypothesis*, Oxford Institute for Energy Studies, EV 34.

Percebois, J. (1979), "Le Concept d'Intensité Energétique Est-il Significatif?", *Revue d'Economie Politique*, No. 4, PP. 509–27.

Schafer, A. (2003), "Structural Change in energy Use", *Energy Policy*, Vol. 33, PP. 429–37.

Shrestha, R. M. (2000), "Estimation of International Output–Energy Relation: Effects of Alternative Output Measures", *Energy Economics*, Vol. 22, PP. 297–308.

www.iea.org

پیوست

آذربایجان		قره‌یزستان		قزاقستان	
سال	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه
۱۹۹۰	۲/۱۸۱۴۲۵	۴/۷۲۴۸۶	۴۶۱/۶۹۰۸	۱/۵۶۲۲۱۷	۲/۴۹۷۷۳۸
۱۹۹۱	۲/۰۷۷۵۷۹	۴/۶۲۱۷۳۳	۴۴۹/۵۲۳۸	۱/۳۷۶۲۲۲	۲/۲۶۲۲۲۲
۱۹۹۲	۱/۶۹۶۸۸۳	۳/۵۲۳۰۳۵	۴۸۱/۶۵۲۸	۰/۹۸۸۱۳۲	۱/۹۲۵۲۷۵
۱۹۹۳	۱/۱۹۹۸۶۷	۲/۶۶۶۶۶۷	۴۴۹/۹۵	۰/۷۷۰۷۰۵	۱/۶۳۲۱۵۹
۱۹۹۴	۱/۴۱۵۱۳۲	۲/۱۱۳۱۵۸	۶۶۹/۶۷۶۲	۰/۵۳۹۴۲۷	۱/۳۰۳۹۶۵
۱۹۹۵	۱/۱۴۴۸۶۳	۱/۸۴۱۳۵۲	۶۲۱/۷۵۱۴	۰/۳۸۸۰۱۷	۱/۲۲۰۰۴۴
۱۹۹۶	۰/۹۸۶۸۵۶	۱/۸۴۹۲۲۷	۵۳۳/۶۵۸۵	۰/۴۳۲۶۱۸	۱/۲۸۷۵۵۴
۱۹۹۷	۰/۸۸۵۲۰۴	۱/۹۳۶۲۲۴	۴۵۷/۱۸۰۵	۰/۴۰۲۳۲۶	۱/۳۹۳۲۳۵
۱۹۹۸	۰/۸۵۱۲۰۱	۲/۱۱۱۲۵۲	۴۰۳/۱۷۳۷	۰/۴۵۳۱۲۵	۱/۴۰۲۰۸۳
۱۹۹۹	۰/۷۹۱۴۷۹	۲/۲۴۶۸۶۷	۳۵۲/۲۵۸۸	۰/۳۸۰۹۰۳	۱/۴۳۲۲۶۵
۲۰۰۰	۰/۸۴۲۴۸۴	۲/۴۷۴۵۳۴	۳۴۰/۴۶۱۸	۰/۳۶۷۰۷۳	۱/۴۹۵۹۳۵
۲۰۰۱	۰/۷۹۸۶۴۴	۲/۷۰۰۳۷	۲۹۵/۷۵۳۴	۰/۳۱۳۹۱۱	۱/۵۶۲۵
۲۰۰۲	۰/۸۱۳۲۱۹	۲/۹۶۴۵۰۴	۲۷۴/۳۱۸۷	۰/۳۷۶۷۵۴	۱/۵۵۳۱۰۶
۲۰۰۳	۰/۸۴۱۹۲	۳/۲۷۲۱۷۵	۲۵۷/۲۹۶۷	۰/۴۰۱۳۸۹	۱/۶۴۴۸۴۱
۲۰۰۴	۰/۸۸۷۲۴۴	۳/۵۷۱۶	۲۴۸/۴۱۶۴	۰/۴۱۳۵۵۶	۱/۴۴۴۵۹۷
۲۰۰۵	۰/۹۷۰۲۰۳	۴/۴۷۰۷۹۹	۲۱۷/۰۰۸۸	۰/۴۰۹۳۳۹	۱/۲۳۷۳۵
۲۰۰۶	۰/۸۷۸۶۸۱	۵/۹۴۲۲۸۵	۱۴۷/۸۶۹۲	۰/۴۰۴۰۵	۱/۵۹۱۵۲
۲۰۰۷	۰/۷۷۴۵۹	۷/۳۵۳۱۴۷	۱۰۵/۳۰۹۹	۰/۴۰۴۰۴	۱/۸۸۵۴۹۶
۲۰۰۸	۰/۸۹۹۶۵۴	۸/۰۵۲۹۹۵	۱۱۱/۷۱۶۷	۰/۴۴۷۹۱۷	۲/۰۱۵۱۵۲

ازبکستان				ترکمنستان				تاجیکستان			
سال	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	سال	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	سال	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی
۱۹۹۰	۰/۸۸۳۳۹۶	۲/۱۷۳۵۸۵	۴۰۶/۴۲۳۶	۳/۴۳۹۲۳۷	۵/۶۱۸۵۲۹	۵/۶۱۸۵۲۹	۶۱۲/۱۲۴۲	۱/۷۰۴۲۹۱	۱/۸۳۷۱۵۳	۹۲۷/۶۸۰۵	۹۲۷/۶۸۰۵
۱۹۹۱	۰/۸۲۵۰۹۲	۱/۹۷۴۱۷	۴۱۷/۹۴۳۹	۲/۸۹۴۹۶	۵/۲۱۲۲۰۲	۵/۲۱۲۲۰۲	۵۵۵/۴۱۹۸	۱/۷۲۸۷۳۵	۱/۷۸۹۹۷۶	۹۶۵/۷۸۶۷	۹۶۵/۷۸۶۷
۱۹۹۲	۰/۶۴۹۴۵۷	۱/۳۷۶۸۱۲	۴۷۱/۷۱۰۵	۲/۱۷۰۱۸	۴/۷۸۴۰۶۲	۴/۷۸۴۰۶۲	۴۵۳/۶۲۷۱	۱/۵۰۴۷۵۵	۱/۵۵۲۴۴۸	۹۶۹/۲۷۹۳	۹۶۹/۲۷۹۳
۱۹۹۳	۰/۴۸۳۶۰۱	۱/۱۳۱۹۰۷	۴۲۷/۲۴۴۱	۱/۸۷	۴/۱۸۷۵	۴/۱۸۷۵	۴۴۶/۵۶۷۲	۱/۴۸۹۸۸۱	۱/۴۸۲۶۸	۱۰۰۴/۸۵۷	۱۰۰۴/۸۵۷
۱۹۹۴	۰/۳۷۱۷۰۵	۰/۸۷۸۷۳۵	۴۲۳	۲/۱۷۳۱۷۱	۳/۳۷۸۰۴۹	۳/۳۷۸۰۴۹	۶۴۳/۳۲۱۳	۱/۵۳۷۹۳۶	۱/۳۷۸۰۱۶	۱۱۱۶/۰۵۱	۱۱۱۶/۰۵۱
۱۹۹۵	۰/۳۳۵۲۹۴	۰/۷۵۷۷۸۵	۴۴۲/۴۶۵۸	۲/۱۳۴۶۰۶	۳/۰۶۶۸۲۶	۳/۰۶۶۸۲۶	۶۹۶/۰۳۱۱	۱/۴۳۶۲۸۸	۱/۳۴۰۹۳۹	۱۰۷۱/۱۰۶	۱۰۷۱/۱۰۶
۱۹۹۶	۰/۳۱۳۸۲۳	۰/۶۲۲۸۶۷	۵۰۳/۸۳۵۶	۱/۸۶۶۷۴۵	۲/۸۰۷۹۶۳	۲/۸۰۷۹۶۳	۶۶۴/۸۰۴	۱/۳۹۸۴۵	۱/۳۳۷۹۲۵	۱۰۴۵/۲۳۸	۱۰۴۵/۲۳۸
۱۹۹۷	۰/۲۹۹۱۵۸	۰/۶۲۴۵۷۹	۴۷۸/۹۷۵۷	۱/۸۷۱۳۶۳	۲/۴۵۷۲۷۵	۲/۴۵۷۲۷۵	۷۶۱/۵۶۰۲	۱/۴۰۸۳۲۳	۱/۳۸۱۴۹۶	۱۰۱۹/۴۱۹	۱۰۱۹/۴۱۹
۱۹۹۸	۰/۳۱۱۷۹۴	۰/۶۴۹۵۰۲	۴۸۰/۰۵۱۲	۱/۸۲۸۷۰۲	۲/۵۸۵۴۲۱	۲/۵۸۵۴۲۱	۷۰۷/۳۱۲۸	۱/۵۴۹۳۱۴	۱/۴۱۷۸۷۹	۱۰۹۲/۶۹۸	۱۰۹۲/۶۹۸
۱۹۹۹	۰/۳۰۴۹۱۸	۰/۶۶۳۹۳۴	۴۵۹/۲۵۹۳	۲/۰۷۸۴۲۷	۲/۹۷۰۷۸۷	۲/۹۷۰۷۸۷	۶۹۹/۶۲۱۸	۱/۵۶۷۰۹	۱/۴۵۷۷۸۷	۱۰۷۴/۹۷۹	۱۰۷۴/۹۷۹
۲۰۰۰	۰/۲۹۱۸۹۶	۰/۷۱۱۵۰۷	۴۱۰/۲۵۰۶	۲/۰۷۴	۳/۴۸۲۲۲۲	۳/۴۸۲۲۲۲	۵۹۵/۵۹۶۷	۱/۵۱۲۱۷	۱/۴۹۷۷۶۹	۱۰۰۹/۶۱۵	۱۰۰۹/۶۱۵
۲۰۰۱	۰/۲۸۴۴۵۵	۰/۷۷۵۶۴۱	۳۶۶/۷۳۵۵	۲/۱۰۳۰۷	۴/۱۳۸۱۵۸	۴/۱۳۸۱۵۸	۵۰۸/۲۱۴۱	۱/۵۰۵۷۶۷	۱/۵۴۰۶۴۹	۹۷۷/۳۵۹	۹۷۷/۳۵۹
۲۰۰۲	۰/۲۸۶۳۷۱	۰/۸۳۶۷۶۷	۳۴۲/۱۳۴۸	۲/۰۹۶۱۱۲	۴/۷۲۱۳۸۲	۴/۷۲۱۳۸۲	۴۴۳/۹۶۱۶	۱/۵۴۸۱۲	۱/۵۸۱۳	۹۷۷/۷۸۰۶	۹۷۷/۷۸۰۶
۲۰۰۳	۰/۲۸۵۸۹۳	۰/۹۱۰۶۵۸	۳۱۳/۹۴۱۵	۲/۳۸۳۸۳	۵/۴۴۴۶۸۱	۵/۴۴۴۶۸۱	۴۳۱/۸۲۷۳	۱/۴۶۷۸۵۳	۱/۶۳۰۴۲۶	۹۰۰/۲۸۷۸	۹۰۰/۲۸۷۸
۲۰۰۴	۰/۳۰۴۱۸۶	۰/۹۹۶۸۹۹	۳۰۵/۱۳۲۲	۱/۹۹۲۸۷۲	۶/۲۸۹۳۰۸	۶/۲۸۹۳۰۸	۳۱۶/۸۶۶۷	۱/۳۹۲۰۷۳	۱/۷۳۶۲۷۲	۸۰۱/۷۵۹۵	۸۰۱/۷۵۹۵
۲۰۰۵	۰/۲۹۸۷۷۷	۱/۰۴۸۹۳	۲۸۴/۸۳۹۷	۲/۰۷۳۲۹۲	۷/۰۱۸۶۳۴	۷/۰۱۸۶۳۴	۲۹۵/۳۹۸۲	۱/۲۹۷۶۶۹	۱/۸۳۵۶۹	۷۰۶/۹۱۰۹	۷۰۶/۹۱۰۹
۲۰۰۶	۰/۳۰۷۹۹۴	۱/۱۰۷۰۸۹	۲۷۸/۲۰۱۶	۲/۰۲۲۰۴۱	۷/۰۰۶۱۲۲	۷/۰۰۶۱۲۲	۲۶۲/۳۹۴۱	۱/۳۳۴۹۵۷	۱/۹۴۶۰۱۷	۶۸۵/۹۹۴۲	۶۸۵/۹۹۴۲
۲۰۰۷	۰/۳۳۰۷۵۸	۱/۱۷۵۳۳۴	۲۸۱/۴۱۵۹	۲/۱۸۵۸۸۷	۸/۴۹۵۹۶۸	۸/۴۹۵۹۶۸	۲۵۷/۲۸۵۲	۱/۳۰۹۶۷۶	۲/۱۰۰۸۵۶	۶۲۳/۴۰۱۲	۶۲۳/۴۰۱۲
۲۰۰۸	۰/۳۱۲۸۶۵	۱/۲۴۸۵۳۸	۲۵۰/۵۸۵۵	۲/۲۳۶۱۸۳	۹/۱۹۸۸۰۷	۹/۱۹۸۸۰۷	۲۴۳/۰۹۴۹	۱/۳۷۷۹۲	۲/۲۵۳۰۲۱	۶۱۱/۵۸۷۸	۶۱۱/۵۸۷۸

ایران			پاکستان			ترکیه		
سال	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه
۱۹۹۰	۱/۰۱۶۹۳	۴/۷۱۵۸۰۹	۲۱۵/۶۴۲۸	۰/۳۳۶۵۲۵	۱/۶۴۸۴۵۳	۲۰۴/۱۴۶۱	۰/۷۲۶۹۹۶	۷/۴۵۸۴۵۴
۱۹۹۱	۱/۱۲۰۶۴	۵/۲۲۵۲۱۷	۲۱۴/۴۶۷۷	۰/۳۳۴۶۹۱	۱/۶۸۸۵۷۸	۱۹۸/۲۰۸۷	۰/۷۲۵۸۸۳	۷/۴۰۱۳۵۶
۱۹۹۲	۱/۲۱۸۴۵۹	۵/۳۶۰۰۹۳	۲۲۷/۳۲۰۴	۰/۳۴۳۳۳۴	۱/۷۷۳۶۸۸	۱۹۳/۵۷۰۶	۰/۷۳۵۴۶۲	۷/۷۱۶۲۶۶
۱۹۹۳	۱/۱۹۲۷۳۱	۵/۱۹۱۶۲۷	۲۲۹/۷۴۱۲	۰/۳۵۵۷۳۷	۱/۷۶۰۲۲	۲۰۲/۰۹۸	۰/۷۷۹۱۴	۸/۲۰۴۲۸۳
۱۹۹۴	۱/۳۲۹۰۴۷	۵/۰۹۱۳۶۴	۲۶۱/۰۳۹۴	۰/۳۵۷۳۳۷	۱/۷۸۰۷۳۷	۲۰۰/۶۶۷۹	۰/۷۳۰۳۳۷	۷/۶۳۴۰۹۲
۱۹۹۵	۱/۳۳۱۹۰۸	۵/۱۴۳۰۰۳	۲۵۸/۹۷۴۹	۰/۳۶۴۶۰۲	۱/۸۲۳۵۸۲	۱۹۹/۹۳۷۳	۰/۷۹۶۵۳۶	۸/۰۵۷۰۶۲
۱۹۹۶	۱/۳۴۸۷۹۸	۵/۴۲۲۶۷۹	۲۴۸/۷۳۲۷	۰/۳۶۷۹۳۷	۱/۸۶۵۸	۱۹۷/۲۰۰۷	۰/۸۴۸۴۷۵	۸/۴۹۲۱۷۱
۱۹۹۷	۱/۴۰۲۷۳	۵/۵۲۱۳۸۲	۲۵۴/۰۵۴۲	۰/۳۶۷۳۲۱	۱/۸۳۹۹۵	۱۹۹/۶۳۶۱	۰/۸۶۴۵۵	۸/۹۹۶۵۹
۱۹۹۸	۱/۴۰۶۵۹۷	۵/۵۷۶۳۹۵	۲۵۲/۲۴۱۲	۰/۳۶۹۷۶	۱/۸۴۲۱۴۹	۲۰۰/۷۲۲	۰/۸۵۴۲۷۵	۹/۱۴۴۰۹۲
۱۹۹۹	۱/۴۳۷۴۲۴	۵/۵۸۹۳۴۸	۲۵۷/۱۷۲۱	۰/۳۷۷۵۶۵	۱/۸۶۴۰۸۵	۲۰۲/۵۴۷۲	۰/۸۱۴۵۹۷	۸/۷۰۹۴۸۴
۲۰۰۰	۱/۴۸۰۸۸۸	۵/۷۸۱۳۵۸	۲۵۶/۱۴۸۹	۰/۳۷۰۰۶۸	۱/۸۹۷۲۳۳	۱۹۵/۰۵۶۷	۰/۹۰۰۱۸۷	۹/۱۷۰۷۱۳
۲۰۰۱	۱/۵۱۳۳۱۲	۵/۸۹۷۵۰۷	۲۵۶/۶۰۲	۰/۳۶۷۶۵۶	۱/۸۸۸۷۲۴	۱۹۴/۶۵۸۶	۰/۷۹۹۲۷۸	۸/۵۳۱۳۱۷
۲۰۰۲	۱/۵۹۹۳۷۹	۶/۲۴۱۷۸۲	۲۵۶/۲۳۷۶	۰/۳۶۹۳۳۷	۱/۹۰۳۱۷۵	۱۹۴/۰۶۳۹	۰/۸۶۷۰۶۶	۸/۹۳۷۸۸۸
۲۰۰۳	۱/۶۹۸۲۵۵	۶/۵۸۳۲۳۴	۲۵۷/۹۶۶۶	۰/۳۸۲۲۰۲	۱/۹۴۷۸۵۸	۱۹۶/۲۱۶۴	۰/۹۰۶۶۵۵	۹/۲۸۷۴۲۳
۲۰۰۴	۱/۸۴۰۸۴	۶/۸۱۳۱۳۴	۲۷۰/۱۹	۰/۳۹۸۲۲۴	۲/۰۴۱۵۶۳	۱۹۵/۰۵۸۶	۰/۹۳۲۵۷۱	۱۰/۰۲۸۰۵
۲۰۰۵	۱/۸۵۳۶۹۸	۷/۰۲۳۰۱۳	۲۶۳/۹۴۶۳	۰/۴۰۲۴۶۵	۲/۱۴۵۷۹۲	۱۸۷/۵۶۰۲	۰/۹۵۴۰۸۳	۱۰/۷۳۵۷۸
۲۰۰۶	۲/۰۰۰۳۵۷	۷/۳۲۹۶۷۲	۲۷۲/۹۱۲۲	۰/۴۰۹۵۱۶	۲/۲۳۲۰۷۵	۱۸۳/۴۶۸۶	۱/۰۴۳۸۷۸	۱۱/۳۳۷۰۸
۲۰۰۷	۲/۱۱۶۰۸	۷/۸۰۰۹۰۱	۲۷۱/۲۶۱	۰/۴۲۶۰۲۸	۲/۳۱۶۵۰۸	۱۸۳/۹۸۱	۱/۰۸۸۵۵۷	۱۱/۷۲۴۴۵
۲۰۰۸	۲/۱۵۰۵۹۸	۸/۱۳۰۰۷۲	۲۶۴/۵۲۳۸	۰/۴۰۹۰۹۴	۲/۴۰۰۸۰۷	۱۷۰/۳۹۸۶	۱/۰۴۶۴۴۱	۱۱/۶۹۳۳

مأخذ: نتایج تحقیق.