فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و دوم، شماره ۶۹، بهار ۱۳۹۳، صفحات ۱۰۶-۸۳

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 دکترای 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 به‌عبارت دیگر واحد بودن کشش درآمدی تقاضای انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. به‌علاوه، 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 به‌خوبی 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 به‌دلیل 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: *Co1, 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

۱. مقدمه

نسبت مصرف انرژی اولیه کشور به تولید ناخالص داخلی[1] نشان‌دهنده شدت انرژی[2] اقتصاد است. شدت انرژی بیانگر 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[3] 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 به‌دنبال 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 (پرسوآ، ۱۹۷۹ و مارتین، ۱۹۸۸). این نوع رابطه زنگوله‌ای شکل یا منحنی U وارونه[4] نخستین بار توسط کوزنتس (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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

توسعه اقتصادی مورد استفاده قرار گرفت و در دهه ۱۹۹۰ نیز توسط اقتصادانان محیط‌زیست تحت عنوان منحنی کوزنتس برای بیان رابطه بین انتشار آلاینده‌ها و فعالیت اقتصادی رواج بیشتری یافت (مولر و فورستبرگ 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[1] افزایش یافته، سپس در مرحله بعد صنعتی‌شدن به جهت افزایش خدمات و توسعه صنایع تکنولوژی‌های برتر[2] و کاهش نیاز اقتصاد به مواد اولیه[3] کاهش می‌یابد. اندازه‌گیری کمی آثار تغییرات ساختاری بر تغییرات شدت انرژی با استفاده از روش تحلیل تجزیه شاخص[4] 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[5] یا تابلویی[6] می‌تواند پاسخگوی این پرسش باشد. در این مقاله ابتدا روش‌های مختلف مورد استفاده در مدل‌های مقطعی و پانل برای پرداختن به موضوع همگنی[7] یا ناهمگنی[8] در مدل‌های انرژی را مرور نموده، سپس به معرفی یک مدل پانل آستانه‌ای[9] با فرایند انتقال یکنواخت[10] 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

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 به‌صورت لگاریتم خطی توصیف شود (شرستا، ۲۰۰۰):

$$c_i=\alpha+\beta y_i + \varepsilon_i \qquad i=1,2,\ldots,N \qquad (۱)$$

که در آن، c_i: لگاریتم مصرف سرانه انرژی اولیه در کشور iام 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 اخلال 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 Y سطح تولید ناخالص داخلی و γ یک عدد ثابت می‌باشد.

ضعف اصلی رویکرد مقطعی آن است که در این مدل‌ها به‌طور ضمنی فرض می‌شود قانونمندی‌ها و روابط یکسانی برای تمام کشورها برقرار است (مدلاک و سولیگو، ۲۰۰۱). از سوی دیگر، ضعف بزرگ رابطه ساختاری لگاریتم خطی آن است که اساساً نمی‌تواند رابطه غیریکنواخت بین شدت انرژی و درآمد را که شواهد تجربی منحنی U وارونه بر آن دلالت دارد بازتولید نماید. به‌عبارت دیگر، بر خلاف 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):

$$c_i = \alpha + \beta y_i+\lambda y_i^2+\varepsilon_i \qquad i=1,2,\ldots,N \qquad (۲)$$

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 زمانیکه کشش مصرف انرژی نسبت به تولید ناخالص داخلی (e) برابر با یک باشد به حداکثر مقدار ممکن خود می‌رسد و آن زمانی است که لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه $\bar{y}=(1-\beta)/2\lambda$ 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:

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

$$c_{it}= \alpha+\beta y_{it}+\lambda y_{it}^2+\varepsilon_{it} i=1,2,\ldots,N\ ,\ t=1,2,\ldots,T \quad (۳)$$

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[1] و فرض عرض از مبدأهای متفاوت برای کشورهای مختلف است:

$$c_{it}= \alpha_i+\beta y_{it}+\lambda y_{it}^2+\varepsilon_{it} \qquad i=1,2,\ldots,N\ ,\ t=1,2,\ldots,T \quad (۴)$$

آثار فردی[2] 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[3] خواهد بود (شیائو، 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 تعیین کننده 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 به‌دلیل 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:

$$c_{it}= \alpha_i+\beta_i y_{it}+\lambda_i y_{it}^2+\varepsilon_{it} \qquad i=1,2,\ldots,N\ ,\ t=1,2,\ldots,T \quad (۵)$$

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

برای تخمین مدل‌های پانل ناهمگن روش‌های متعددی وجود دارد. در این مقاله از توصیف تابع پانل آستانه‌ای[1] استفاده می‌شود و آثار آستانه‌ای در یک مدل پانل خطی وارد می‌گردد. در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای[2] هر یک از مشاهدات را می‌توان بر حسب ارزش یک متغیر مشاهده‌شده به‌نام متغیر آستانه‌ای[3] دسته‌بندی نمود (هانسن، 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. به‌عنوان مثال، این متغیر می‌تواند تولید ناخالص داخلی سرانه یا نرخ رشد آن باشد. در یک رگرسیون پانل آستانه‌ای، مکانیزم انتقال[4] بین رژیم‌های حدی[5] 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 درآمد- 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 درآمدی به سطح متغیر آستانه‌ای بستگی دارد. به‌عنوان مثال، در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای با دو رژیم حدی داریم:

$$c_{it}= \alpha_i+\beta_0 y_{it}+\beta_1 y_{it} g(q_{it},c)+\varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

که در آن متغیر q_{it} متغیر آستانه، c پارامتر آستانه و $g(q_{it},c)$ تابع انتقال است که به‌صورت تابع نماگر[6] زیر تعریف می‌شود:

$$g(q_{it},c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} > c \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \qquad (۷)$$

در این مدل، اگر متغیر آستانه‌ای کمتر از c باشد کشش درآمدی 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 درآمدی به سطح درآمد (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 غیرخطی سطح درآمد بر کشش درآمدی 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[7]

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)

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

می‌نامند (گونزالس، تراسویرتا و وان دیک، ۲۰۰۴). به این ترتیب، مدل تقاضای انرژی پانل آستانه‌ای یکنواخت با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال را می‌توان به‌صورت زیر تعریف نمود:

$$c_{it}= \alpha_i+\beta_0 y_{it}+\beta_1 y_{it} g(q_{it};\gamma,c)+\varepsilon_{it} \qquad (۸)$$

که در آن، تابع انتقال $g(q_{it};\gamma,c)$ تابعی پیوسته و کران‌دار از متغیر آستانه‌ای q_{it} می‌باشد. عمومی‌ترین فرم تابع انتقال به‌صورت رابطه زیر بیان می‌شود:

$$g(q_{it};\gamma,c)=\left[1+\exp\left(-\gamma\prod_{z=1}^{m}(q_{it}-c_z)\right)\right]^{-1}, \gamma>0, c_1\le\ldots\le c_m \qquad (۹)$$

که در آن، بردار $c=(c_1,c_2,\ldots,c_m)'$ برداری m بعدی از پارامترهای وضعیت[1] و γ نشانگر شیب تابع انتقال است. اگر z=1 باشد در این صورت مدل را رگرسیون انتقال یکنواخت نمایی[2] و اگر z=2 باشد مدل را رگرسیون انتقال یکنواخت لجستیک[3] می‌نامند.

استفاده از مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت برای تقاضای انرژی از سه مزیت اصلی برخوردار است. نخست اینکه در این مدل پارامترها (و کشش درآمدی) می‌توانند بین کشورها و در زمان‌های مختلف متفاوت باشند و به‌صورت تابعی از متغیر آستانه‌ای q_{it} به‌طور یکنواخت تغییر نمایند. به‌طور دقیق‌تر، کشش درآمدی به‌صورت میانگین وزنی پارامترهای β_0 و β_1 تعریف می‌شود. به‌عنوان مثال، اگر از متغیر دیگری بجز سطح درآمد به‌عنوان متغیر آستانه استفاده شود کشش درآمدی کشور iام در زمان t عبارت است از:

$$e_{it}=\frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}}=\beta_0+\beta_1 g(q_{it};\gamma,c) \qquad (۱۰)$$

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

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

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

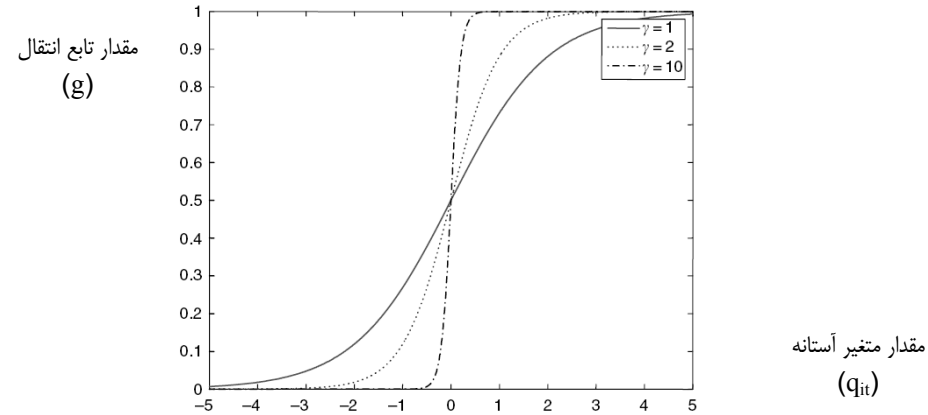
[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

علامت این پارامترها نشان‌دهنده افزایش یا کاهش کشش درآمدی 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 به‌سمت 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 حدی مشابه خواهیم داشت، اما تابع انتقال در $c_1, c_2, \ldots$ بین صفر و یک تغییر وضعیت می‌دهد. زمانی که γ به‌سمت 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 درآمدی ثابت و همگن است تبدیل خواهد شد. در این حالت، برای تمام کشورها و در تمام زمان‌ها $e_{it}=\beta_0$ می‌باشد. مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت را می‌توان برای $r+1$ رژیم حدی به‌صورت زیر تعمیم داد:

$$c_{it}=\alpha_i+\beta_0 y_{it}+\sum_{j=1}^{r}\beta_j y_{it} g_j\left(q_{it};\gamma_j,c_j\right)+\varepsilon_{it} \qquad (۱۱)$$

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

در حالت تعمیم‌یافته نمودار (۱) اگر متغیر آستانه متغیر دیگری بجز y_{it} باشد کشش درآمدی کشور iام در زمان t به‌صورت میانگین وزنی r+1 پارامتر β_j متناظر با r+1 رژیم حدی تعریف می‌شود:

$$e_{it}=\frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}}=\beta_0+\sum_{j=1}^{r}\beta_j g_j\left(q_{it};\gamma_j,c_j\right) \qquad (۱۲)$$

اگر از درآمد به‌عنوان متغیر آستانه استفاده شود، در این صورت کشش درآمدی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$e_{it}=\frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}}=\beta_0+\sum_{j=1}^{r}\beta_j g_j\left(q_{it};\gamma_j,c_j\right)+\sum_{j=1}^{r}\beta_j y_{it}\frac{\partial g_j\left(q_{it};\gamma_j,c_j\right)}{\partial y_{it}} \qquad (۱۳)$$

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

۳. تخمین مدل و آزمون‌های تشخیص

برای تخمین پارامترهای مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت ابتدا آثار فردی α_i از مدل حذف می‌شوند، سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی مدل تبدیل‌یافته تخمین زده می‌شود. گونزالس، تراسویرتا و وان دیک (۲۰۰۴) دو آزمون را برای این مدل پیشنهاد نمودند: آزمون برای خطی بودن مدل در مقابل مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت و تعیین تعداد توابع انتقال (r) و به‌تبع آن تعداد رژیم‌های حدی (r+1). یک مدل تقاضای انرژی با یک پارامتر وضعیت (m=1) و متغیر آستانه‌ای q_{it} را در نظر می‌گیریم. خطی بودن[1] مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت را می‌توان با آزمون فرضیه $H_0 : \gamma=0$ یا $H_0 : \beta_0=\beta_1$ مورد آزمون قرار داد، اما از آنجا که تحت فرضیه صفر در مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت برخی پارامترهای ناشناخته وجود دارند این فرضیه را نمی‌توان با استفاده از آزمون‌های استاندارد مورد آزمون قرار داد. یک راه‌حل برای حل این مشکل آن است که به‌جای تابع انتقال از بسط مرتبه اول سری تیلور آن در اطراف $\gamma=0$ جایگزین کنیم و فرضیه هم‌ارز با آن را به کمک مدل رگرسیون کمکی ذیل آزمون نماییم:

$$c_{it}=\alpha_i+\beta_0 y_{it}+\theta_1 y_{it}q_{it}+\theta_2 y_{it}q_{it}^2+\ldots+\theta_m y_{it}q_{it}^m+\varepsilon_{it} \qquad (۱۴)$$

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

1. Linearity

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

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

$$c_{it}=\alpha_i+\beta_0 y_{it}+\beta_1 y_{it} g_1(q_{it};\gamma_1,c_1)+\beta_2 y_{it} g_2(q_{it};\gamma_2,c_2)+\varepsilon_{it} \qquad (۱۵)$$

منطق این آزمون ایجاب می‌کند به‌جای 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:

$$c_{it}=\alpha_i+\beta_0 y_{it}+\beta_1 y_{it} g_1(q_{it};\gamma_1,c_1)+\theta_1 y_{it} q_{it}+\theta_2 y_{it} q_{it}^2+\ldots+\theta_m y_{it} q_{it}^m+\varepsilon_{it} \qquad (۱۶)$$

آزمون حذف کامل آثار غیرخطی را می‌توان به‌صورت آزمون فرضیه صفر H_0: $\theta_1=\ldots=\theta_m=0$ تعریف کرد. به‌طور کلی، در یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت با $r=r^*$ فرضیه H_0: $r=r^*$ را می‌توان در برابر فرضیه H_0: $r=r^*+1$ آزمود تا زمانی که فرضیه H_0 رد شود فرایند آزمون همچنان ادامه خواهد یافت و با تأیید نخستین H_0 خاتمه می‌یابد.

٤. داده‌ها و نتایج تحقیق

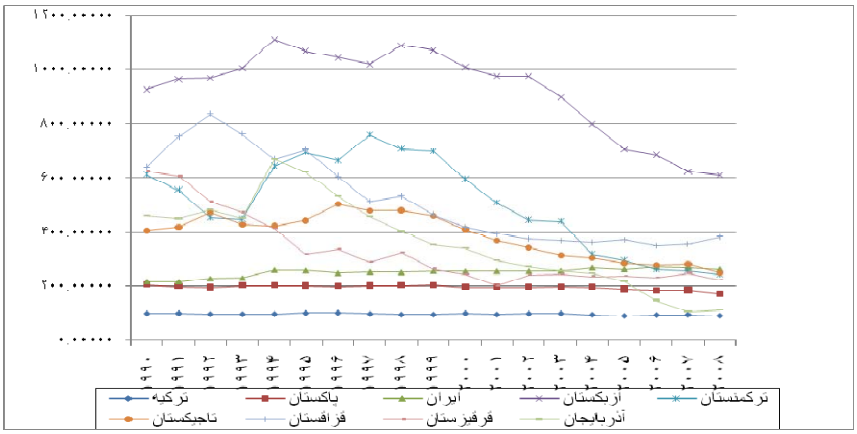
در این مقاله پانلی متشکل از ۱۰ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی (اکو) شامل ازبکستان، افغانستان، ایران، پاکستان، تاجیکستان، ترکمنستان، ترکیه، آذربایجان، قزاقستان و قرقیزستان در طول دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۰) در نظر گرفته می‌شود. به‌دلیل عدم دسترسی به داده‌های موردنظر برای افغانستان این کشور از فهرست نمونه‌ها حذف می‌گردد. مصرف انرژی شامل انرژی تجاری[2] (ذغال‌سنگ، فرآورده‌های نفتی، گاز و برق) و بیوماس[3] با واحد تن معادل نفت خام (toe) اندازه‌گیری 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[4] برای دلار سال ۲۰۰۰ بیان شده است. برای این منظور، ابتدا تولید ناخالص داخلی هر کشور برحسب قیمت پایه سال ۲۰۰۰ به نرخ پول رایج آن کشور محاسبه شده، سپس با توجه به اینکه مصرف انرژی به‌صورت حجمی بیان شده است برای تعیین حجم واقعی تولید ناخالص داخلی و امکان مقایسه آن در کشورهای مختلف برحسب برابری قدرت خرید برای دلار سال ۲۰۰۰ بیان

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

می گردند. اگر چنین تبدیلی انجام نگیرد با توجه به تغییرات نرخ ارز در بازه زمانی مذکور شدت انرژی بیش‌برآورد یا کم‌برآورد محاسبه می‌شود. به این ترتیب، با توجه به یکسان بودن تعداد سال‌های مشاهدات در کشورها پانل مورد استفاده از نوع متوازن خواهد بود.

نمودار (۲) تغییرات شدت انرژی در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (اکو) برای سال‌های (۲۰۰۸-۱۹۹۰) را نشان می‌دهد. این نمودار حاکی از پدیده همگرایی در میزان شدت انرژی بین کشورها است.



مأخذ: داده‌های جمع‌آوری شده توسط محقق از سایت IEA.

نمودار ۲. شدت انرژی اولیه در کشورهای عضو اکو
(کیلوتن معادل نفت‌خام برای هر هزار دلار ۲۰۰۰)

همانگونه که ملاحظه می‌شود 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 آستانه‌ای دو متغیر آستانه‌ای بالقوه را در نظر می گیریم. در مدل اول (A) فرض می‌شود مکانیزم انتقال با توجه به لگاریتم سطح درآمد سرانه ($q_{it}=y_{it}$) تعیین می‌شود و در مدل دوم (B) فرض می‌شود مکانیزم انتقال به نرخ رشد لگاریتم درآمد سرانه ($q_{it}=y_{it}-y_{it-1}$) وابسته است.

در مرحله نخست، توصیف تابع تقاضای انرژی به‌صورت لگاریتم خطی در مقابل توصیف آن با در نظر گرفتن آثار آستانه‌ای مورد آزمون قرار می گیرد. نتایج آزمون‌های خطی بودن و آزمون حذف کامل آثار غیرخطی 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 می‌شود. برای هر یک از این توصیف‌ها آماره LM_F برای آزمون‌های خطی بودن مدل (H_0: r=0 در مقابل H_1:

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

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 الگو رد 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 پانل آستانه‌ای یکنواخت 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 درآمد سرانه جهت توصیف مکانیزم انتقال بین رژیم‌های تقاضا آثار آستانه‌ای قوی‌تری مشاهده می‌شود.

برای انتخاب نوع مدل رگرسیون انتقال یکنواخت 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} به‌معنای آزمون صفر بودن پارامتر θ_2 به‌شرط صفر بودن پارامتر θ_3 و فرضیه H_{01} به‌معنای صفر بودن پارامتر θ_1 به‌شرط 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_{03} یا H_{01} رد شود مدل لجستیک انتخاب می‌شود. علاوه بر این، اگر هر سه فرضیه صفر رد شوند با توجه به مقادیر آماره‌های LM_F محاسبه‌شده 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_{03} و H_{01} در مدل A رد می‌شود. به‌علاوه، در مدل B نیز فرضیه H_{01} رد می‌شود، بنابراین مدل رگرسیون انتقال یکنواخت 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 پانل آستانه‌ای یکنواخت با تعداد کمی از رژیم‌های حدی نیز به‌خوبی می‌توان غیرخطی بودن تقاضای انرژی یا به عبارت دیگر ناهمگنی کشورها و تغییرات کشش درآمدی در طول زمان را در مدل وارد نمود. یادآوری می‌شود که یک مدل انتقال یکنواخت 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

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 می‌گیرد.

جدول ۱. آزمون LM_F برای حذف کامل آثار غیرخطی

مدل	مدل A			مدل B		
	$q_{it}= y_{it}$			$q_{it}= y_{it}- y_{i,t-1}$		
متغیر آستانه‌ای						
تعداد پارامترهای موقعیت	m=1	m=2	m=3	m=1	m=2	m=3
H_0: r=0 در	۸/۴۱۶۸۶۹	۴/۲۲۵۸۱۵	۶/۹۹۳۹۶۸	۶۲/۱۷۲۷۲	۳۱/۳۹۶۲۲	۲۰/۹۱۵۸۹
مقابل H_1: r= 1	(۰/۰۰۴۲)	(۰/۰۱۶۲)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
H_{03}		۱۱/۹۴۸۳۲ (۰۰۰۷۰)			۰/۲۶۳۵۴۱ (۰/۶۰۸۴)	
H_{02}		۰/۰۸۳ (۰/۷۷۳۶)			۰/۷۳۰۶۲ (۰/۳۹۴۰)	
H_{01}		۸/۴۱۶۸۶۹ (۰/۰۰۴۲)			۶۲/۱۷۲۷ (۰/۰۰۰۰)	

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

علاوه بر این، در مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای یکنواخت انتخاب تعداد پارامترهای وضعیت (m) ضروری است. بر اساس جدول (۱) مقادیر آماره F محاسبه‌شده برای mهای مختلف در دو مدل A و B حاکی از آن است که m=1 در هر دو مدل A و B مناسب‌تر است، چراکه مقادیر آماره F در آن بیش از سایر مقادیر m می‌باشد.

در جدول (۲) نتایج تخمین پارامترهای تابع انتقال مدل لجستیک در معادله (۹) گزارش شده است. تخمین پارمترهای c و γ در این تابع با الگوریتم تکراری و بر اساس حداقل نمودن مجموع مربعات خطاها در معادله (۸) صورت گرفته است. به‌علاوه، نتیجه تخمین معادله (۸) نیز در این جدول ارائه شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود 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 بی‌نهایت که در آن تابع انتقال به یک تابع نماگر تبدیل می‌شود) یکنواخت بودن فرایند انتقال را تأیید می‌کند. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که بیان می‌کند غیرخطی بودن تقاضای انرژی را نمی‌توان به چند رژیم معدود با کشش‌های درآمدی متفاوت تقلیل داد. در واقع، بر خلاف مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای ساده یک مدل رگرسیونی پانل آستانه‌ای با تابع انتقال یکنواخت را می‌توان به‌عنوان مدلی که طیفی از رژیم‌های مختلف را شامل می‌شود تفسیر نمود. این طیف از رژیم‌های مختلف در اندازه‌گیری آثار آستانه‌ای تقاضای انرژی ضرورت خواهند داشت (جادسون، اشمالنسی و استاکر، ۱۹۹۹). نتایج حاکی از آن است که تجمیع کشورها در یک پانل و تخمین رابطه میان درآمد و تقاضای انرژی (یا درآمد و

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

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 (۱و۱)	مدل B (۱و۱)
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
H_0: r=1 در مقابل H_1: r= 2	۱/۱۱۱۲ (۰/۲۶۸۱)	۱/۵۵۷۴۸ (۰/۳۴۹۸)	۱/۷۹۲۹ (۰/۱۵۰۷)	۱۱/۴۷۱۱ (۰/۰۰۰۹)	۵/۹۷۴۶ (۰/۰۰۳۲)	۳/۹۶۸۹ (۰/۰۰۹۳)

مدل	مدل A		مدل B	
معیارهای اطلاعاتی	آکائیک	شوارتز	آکائیک	شوارتز
با وجود یک تابع انتقال	−۰/۰۹۱۲۹	۰/۱۴۷۵	−۰/۵۳۸۸	−۰/۲۹۱۰
با وجود دو تابع انتقال	−۰/۰۸۰	۰/۱۷۷	−۰/۵۲۶۵	−۰/۲۵۹۷

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

۵. محاسبه کشش‌های درآمدی

پس از تخمین پارامترهای مدل تقاضای انرژی (معادله) 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:

$$e_{it}=\frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}}=\beta_0+\beta_1 g\left(q_{it};\gamma,c\right)+\beta_1 y_{it}\frac{\partial g\left(q_{it};\gamma,c\right)}{\partial y_{it}} \qquad (۱۷)$$

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:

$$e_{it}=\frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}}=0.791-\frac{0.3419}{\left[1+\exp\left(-4.61\left(y_{it}-1.31\right)\right)\right]}-\frac{0.3419\,yit\left(4.61\times\exp\left(-4.61\left(yit-1.31\right)\right)\right)}{\left[1+\exp\left(-4.61\left(yit-1.31\right)\right)\right]^2} \qquad (۱۸)$$

برای مدل B نیز خواهیم داشت:

$$e_{it}=\frac{\partial c_{it}}{\partial y_{it}}=1.1988-\frac{0.6345}{\left[1+\exp\left(-401.01\left(\left(yit-yi,t-1\right)+0.08\right)\right)\right]}-\frac{0.6345\,yit\left(401.01\times\exp\left(-401.01\left(\left(yit-yi,t-1\right)+0.08\right)\right)\right)}{\left[1+\exp\left(-401.01\left(\left(yit-yi,t-1\right)+0.08\right)\right)\right]^2} \qquad (۱۹)$$

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

$$\bar{e}_i=\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}e_{it},\ S_{e,i}=\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(e_{it}-\bar{e}\right)^2} \qquad (۲۰)$$

مقایسه این کشش‌ها با کشش‌های برآورد شده بر اساس مدل پانل درجه دوم با آثار ثابت[1] (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 $e_{it}^{q}=0.7392-0.2952y_{it}$ می‌توان محاسبه نمود. میانگین و انحراف استاندارد کشش درآمدی در مدل درجه دوم به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

1. Quadratic Fixed Effect Panel Data

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

$$\overline{e}_{\mathrm{i}}^{\mathrm{q}} = \frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{T}\mathrm{e}_{\mathrm{it}}^{\mathrm{q}} = \beta + 2\lambda\overline{\mathrm{y}}_{\mathrm{i}}, S_{e,i}^{q} = \sqrt{\frac{1}{\mathrm{T}}\sum_{t=1}^{T}\left(\mathrm{e}_{\mathrm{it}}^{\mathrm{q}} - \overline{e}_{\mathrm{i}}^{\mathrm{q}}\right)^{2}} \qquad (۲۱)$$

بر اساس محاسبات انجام‌شده 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 اکو (۲۰۰۸-۱۹۹۰)

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	۰/۰۵۷۴	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 بین 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 اکیداً 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 اکیداً 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 گزارش‌شده در جدول (۴) میانگین کشش‌های برآورد شده در طول دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۰) می‌باشد. از جدول (۴) مشاهده می‌شود زمانی که در مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکنواخت سطح تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان 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 را می‌توان به‌عنوان تقریب درجه دوم تیلور از یک مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

یکواخت به کار گرفت، گرچه الگوی تغییرات زمانی کشش‌های درآمدی در دو مدل الزاماً یکسان نیست. کشش‌های درآمدی برآورد شده از مدل درجه دوم با آثار ثابت و مدل رگرسیون پانل آستانه‌ای یکواخت از نوع A برای هر یک از کشورهای مورد مطالعه طی دوره (۲۰۰۸-۱۹۹۰) در نمودار (۳) گزارش شده است. ملاحظه می‌شود که در کشورهای نمونه برآورد کشش‌ها 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 پویایی‌های کشش درآمدی حاصل از مدل ناهمگن می‌باشد. به نظر می‌رسد کشش‌های درآمدی منفی محاسبه‌شده بر اساس مدل B قابل توجیه نیست و میزان انحراف استاندارد کشش‌های درآمدی بین سال‌های مختلف نیز رقم بالایی است، بنابراین ترجیحاً از نتایج مدل A و مدل درجه دوم با آثار ثابت برای تفسیر کشش‌ها استفاده می‌کنیم.

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

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

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

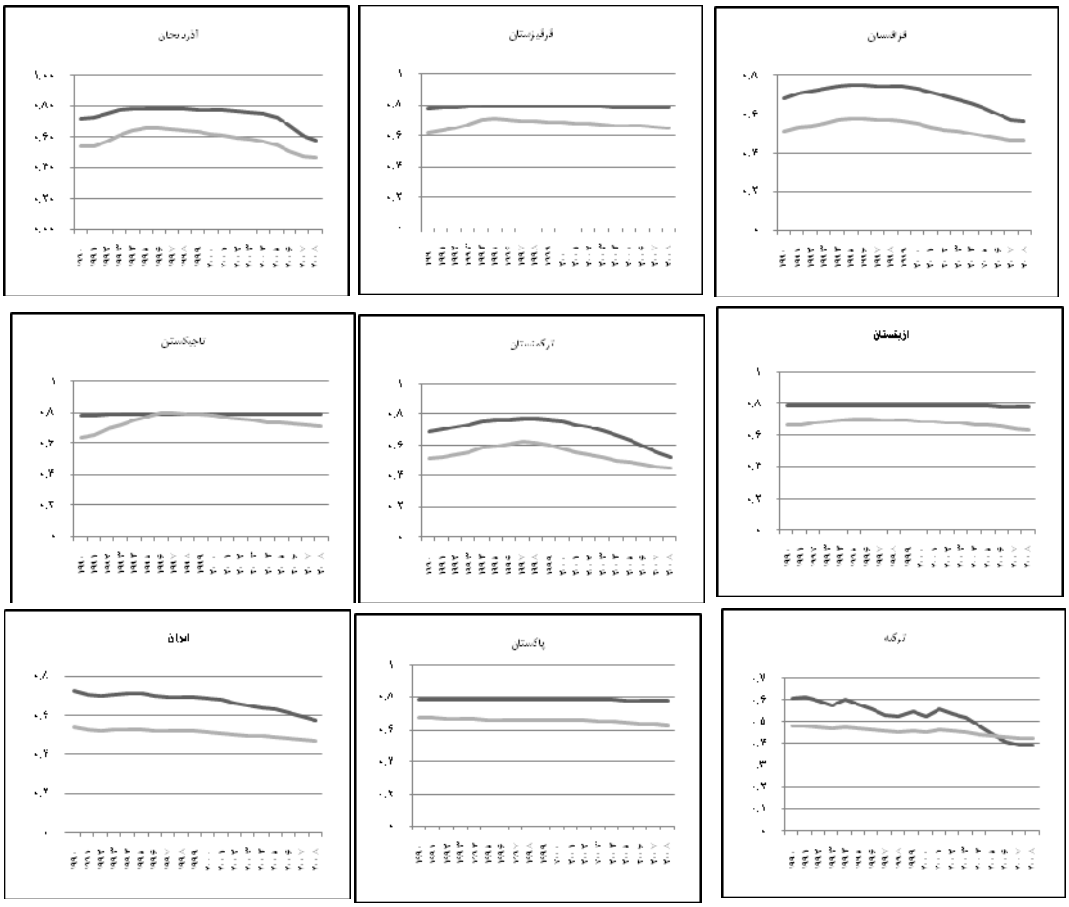
مأخذ: نتایج تحقیق.

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

$$\text{درصد تغییرات شدت انرژی} = \frac{d\left(C/Y\right)}{\frac{C}{Y}} = \frac{YdC - CdY}{Y^2} \times \frac{Y}{C} = \frac{dC}{C} - \frac{dY}{Y} = \frac{dY}{Y}\left[e-1\right] \qquad (۲۲)$$

بر اساس این رابطه می‌توان با در اختیار داشتن کشش‌های درآمدی تقاضای انرژی تغییرات شدت انرژی هر کشور را تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی به‌راحتی پیش‌بینی نمود. بر اساس میانگین کشش‌های درآمدی محاسبه‌شده در جدول (۴) می‌توان درصد تغییرات شدت انرژی هر کشور را تحت سناریوهای مختلف رشد اقتصادی با استفاده از رابطه (۲۲) پیش‌بینی کرد. نتایج این پیش‌بینی با لحاظ میانگین کشش‌های درآمدی محاسبه‌شده از مدل A در جدول (۶) آمده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]



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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

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)
آذربایجان	−۰/۵۱۴	−۱/۰۲۸	−۱/۵۴۲
قرقیزستان	−۰/۴۳	−۰/۸۶	−۱/۲۹
قزاقستان	−۰/۶۱	−۱/۲۲	−۱/۸۳
تاجیکستان	−۰/۴۲۲	−۰/۸۴۴	−۱/۲۶۶
ترکمنستان	−۰/۵۹۴	−۱/۱۸۸	−۱/۷۸۲
ازبکستان	−۰/۴۲۸	−۰/۸۲۶	−۱/۲۸۴
ایران	−۰/۶۵۸	−۱/۳۱۶	−۱/۹۷۴
پاکستان	−۰/۴۳۲	−۰/۸۶۴	−۱/۲۹۶
ترکیه	−۰/۹۵۲	−۱/۹۰۴	−۲/۸۵۶

مأخذ: نتایج تحقیق.

ملاحظه می‌شود به‌ترتیب 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 بر اساس این مدل پیش‌بینی می‌شود شدت انرژی به‌میزان ۰/۶۵۸ درصد کاهش یابد. کاهش در شدت انرژی بر اساس رشد اقتصادی ۴ و ۶ درصد به‌ترتیب ۱/۳۱۶ و ۱/۹۷۴ درصد خواهد بود. به‌علاوه، 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 درآمدی تقاضای انرژی به‌راحتی 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 به‌کار 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 کم‌کشش است. به‌عبارتی، با رشد تولید ناخالص داخلی تقاضای انرژی به همان میزان افزایش نخواهد داشت.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

–در طول زمان و در اغلب کشورهای عضو اکو 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", Wiely 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 Energétique de l'Activité Economique 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

Percebois, J. (1979), "Le Concept d'Intensité Energétique Estill Significant?", *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

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

پیوست

سال	آذربایجان				قرقیزستان				قزاقستان			
	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی
۱۹۹۰	۲/۱۸۱۴۲۵	۴/۷۲۴۸۶	۴۶۱/۶۹۰۸	۱/۵۶۲۲۱۷	۲/۴۹۷۷۳۸	۶۲۵/۴۵۲۹	۳/۶۴۶۴۸۳	۵/۶۹۷۸۵۹	۶۳۹/۹۷۴۲
۱۹۹۱	۲/۰۷۷۵۷۹	۴/۶۲۱۷۳۳	۴۴۹/۵۲۳۸	۱/۳۷۶۲۲۲	۲/۲۶۲۲۲۲	۶۰۸/۳۴۹۷	۳/۸۰۲۶۷۵	۵/۰۴۰۱۲۲	۷۵۴/۴۸۰۸
۱۹۹۲	۱/۶۹۶۸۸۳	۳/۵۲۳۰۳۵	۴۸۱/۶۵۳۸	۰/۹۸۸۱۳۲	۱/۹۲۵۲۷۵	۵۱۳/۲۴۲	۳/۹۹۹۹۳۹	۴/۷۷۵۵۴۷	۸۳۷/۵۸۷۶
۱۹۹۳	۱/۱۹۹۸۶۷	۲/۶۶۶۶۶۷	۴۴۹/۹۵	۰/۷۷۰۷۰۵	۱/۶۳۲۱۵۹	۴۷۲/۱۹۹۷	۳/۳۳۸۳۳۴	۴/۳۶۵۵۸۵	۷۶۴/۶۹۳۵
۱۹۹۴	۱/۴۱۵۱۳۲	۲/۱۱۳۱۵۸	۶۶۹/۶۷۶۲	۰/۵۳۹۴۲۷	۱/۳۰۳۹۶۵	۴۱۳/۶۸۲۴	۲/۵۸۷۷۶۴	۳/۸۷۰۱۸۶	۶۶۸/۶۴۰۷
۱۹۹۵	۱/۱۴۴۸۶۳	۱/۸۴۱۳۵۲	۶۲۱/۷۵۱۴	۰/۳۸۸۰۱۷	۱/۲۲۰۰۴۴	۳۱۸/۰۳۵۷	۲/۵۴۹۵۵۸	۳/۶۱۵۶۷۶	۷۰۵/۱۳۹۹
۱۹۹۶	۰/۹۸۶۸۵۶	۱/۸۴۹۲۲۷	۵۳۳/۶۵۸۵	۰/۴۳۲۶۱۸	۱/۲۸۷۵۵۴	۳۳۶	۲/۲۳۲۲۸۵	۳/۶۸۹۹۸۷	۶۰۴/۹۵۷۴
۱۹۹۷	۰/۸۸۵۲۰۴	۱/۹۳۶۲۲۴	۴۵۷/۱۸۰۵	۰/۴۰۲۳۲۶	۱/۳۹۳۲۳۵	۲۸۸/۷۷۰۹	۱/۹۵۱۲۰۷	۳/۸۱۳۴۳۸	۵۱۱/۶۶۶۱
۱۹۹۸	۰/۸۵۱۲۰۱	۲/۱۱۱۲۵۲	۴۰۳/۱۷۳۷	۰/۴۵۳۱۲۵	۱/۴۰۲۰۸۳	۳۲۳/۱۷۹۸	۲/۰۲۶۴۱	۳/۸۰۵۵۷۴	۵۳۲/۴۸۴۷
۱۹۹۹	۰/۷۹۱۴۷۹	۲/۲۴۶۸۶۷	۳۵۲/۲۵۸۸	۰/۳۸۰۹۰۳	۱/۴۳۳۲۶۵	۲۶۵/۷۵۹۳	۱/۸۲۵۳۸۵	۳/۹۴۵۰۷۷	۴۶۲/۶۹۹۵
۲۰۰۰	۰/۸۴۲۴۸۴	۲/۴۷۴۵۳۴	۳۴۰/۴۶۱۸	۰/۳۶۷۰۷۳	۱/۴۹۵۹۳۵	۲۴۵/۳۸۰۴	۱/۸۰۹۸۷۹	۴/۳۴۶۱۰۲	۴۱۶/۴۳۷۳
۲۰۰۱	۰/۷۹۸۶۴۴	۲/۷۰۰۳۷	۲۹۵/۷۵۳۴	۰/۳۱۳۹۱۱	۱/۵۶۲۵	۲۰۰/۹۰۳۲	۱/۹۳۸۲۹۱	۴/۹۳۹۴۳۵	۳۹۲/۴۱۱۴
۲۰۰۲	۰/۸۱۳۲۱۹	۲/۹۶۴۵۰۴	۲۷۴/۳۱۸۷	۰/۳۷۶۷۵۴	۱/۵۵۳۱۰۶	۲۴۲/۵۸۰۶	۲/۰۱۵۶۱۲	۵/۴۲۳۹۵۷	۳۷۱/۶۱۲۹
۲۰۰۳	۰/۸۴۱۹۲	۳/۲۷۲۱۷۵	۲۵۷/۲۹۶۷	۰/۴۰۱۳۸۹	۱/۶۴۴۸۴۱	۲۴۴/۰۲۹	۲/۱۶۴۹۹	۵/۹۰۸۱۱۵	۳۶۶/۴۴۳۴
۲۰۰۴	۰/۸۸۷۲۴۴	۳/۵۷۱۶	۲۴۸/۴۱۶۴	۰/۴۱۳۵۵۶	۱/۷۴۴۵۹۷	۲۳۷/۰۴۹۵	۲/۳۱۷۳۸۸	۶/۴۳۲۳۷۸	۳۶۰/۲۶۹۳
۲۰۰۵	۰/۹۷۰۲۰۳	۴/۴۷۰۷۹۹	۲۱۷/۰۰۸۸	۰/۴۰۹۳۳۹	۱/۷۲۳۷۳۵	۲۳۷/۴۷۱۸	۲/۵۸۸۳۸۳	۶/۹۹۰۷۵۹	۳۷۰/۲۵۷۸
۲۰۰۶	۰/۸۷۸۶۸۱	۵/۹۴۲۲۸۵	۱۴۷/۸۶۹۲	۰/۴۱۰۴۰۵	۱/۷۵۹۱۵۲	۲۳۳/۲۹۶۸	۲/۶۶۲۴۴۳	۷/۶۵۸۳۹۳	۳۴۷/۶۵۰۳
۲۰۰۷	۰/۷۷۴۳۵۹	۷/۳۵۳۱۴۷	۱۰۵/۳۰۹۹	۰/۴۷۰۴۲	۱/۸۸۵۴۹۶	۲۴۹/۴۹۳۹	۲/۹۱۴۳۴۱	۸/۲۴۸۰۶۲	۳۵۳/۳۳۶۵
۲۰۰۸	۰/۸۹۹۶۵۴	۸/۰۵۲۹۹۵	۱۱۱/۷۱۶۷	۰/۴۴۷۹۱۷	۲/۰۱۵۱۵۲	۲۲۲/۲۷۴۴	۳/۱۹۹۳۶۲	۸/۴۰۳۶۹۹	۳۸۰/۷۰۸۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

	تاجیکستان				ترکمنستان				ازبکستان			
سال	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی
۱۹۹۰	۰/۸۸۳۳۹۶	۲/۱۷۳۵۸۵	۴۰۶/۴۲۳۶	۳/۴۳۹۲۳۷	۵/۶۱۸۵۲۹	۶۱۲/۱۲۴۲	۱/۷۰۴۲۹۱	۱/۸۳۷۱۵۳	۹۲۷/۶۸۰۵
۱۹۹۱	۰/۸۲۵۰۹۲	۱/۹۷۴۱۷	۴۱۷/۹۴۳۹	۲/۸۹۴۹۶	۵/۲۱۲۲۰۲	۵۵۵/۴۱۹۸	۱/۷۲۸۷۳۵	۱/۷۸۹۹۷۶	۹۶۵/۷۸۶۷
۱۹۹۲	۰/۶۴۹۴۵۷	۱/۳۷۶۸۱۲	۴۷۱/۷۱۰۵	۲/۱۷۰۱۸	۴/۷۸۴۰۶۲	۴۵۳/۶۲۷۱	۱/۵۰۴۷۵۵	۱/۵۵۲۴۴۸	۹۶۹/۲۷۹۳
۱۹۹۳	۰/۴۸۳۶۰۱	۱/۱۳۱۹۰۷	۴۲۷/۲۴۴۱	۱/۸۷	۴/۱۸۷۵	۴۴۶/۵۶۷۲	۱/۴۸۹۸۸۱	۱/۴۸۲۶۸	۱۰۰۴/۸۵۷
۱۹۹۴	۰/۳۷۱۷۰۵	۰/۸۷۸۷۳۵	۴۲۳	۲/۱۷۳۱۷۱	۳/۳۷۸۰۴۹	۶۴۳/۳۲۱۳	۱/۵۳۷۹۳۶	۱/۳۷۸۰۱۶	۱۱۱۶/۰۵۱
۱۹۹۵	۰/۳۳۵۲۹۴	۰/۷۵۷۷۸۵	۴۴۲/۴۶۵۸	۲/۱۳۴۶۰۶	۳/۰۶۶۸۲۶	۶۹۶/۰۳۱۱	۱/۴۳۶۲۸۸	۱/۳۴۰۹۳۹	۱۰۷۱/۱۰۶
۱۹۹۶	۰/۳۱۳۸۲۳	۰/۶۲۲۸۶۷	۵۰۳/۸۳۵۶	۱/۸۶۶۷۴۵	۲/۸۰۷۹۶۳	۶۶۴/۸۰۴	۱/۳۹۸۴۵	۱/۳۳۷۹۲۵	۱۰۴۵/۲۳۸
۱۹۹۷	۰/۲۹۹۱۵۸	۰/۶۲۴۵۷۹	۴۷۸/۹۷۵۷	۱/۸۷۱۳۶۳	۲/۴۵۷۲۷۵	۷۶۱/۵۶۰۲	۱/۴۰۸۳۲۳	۱/۳۸۱۴۹۶	۱۰۱۹/۴۱۹
۱۹۹۸	۰/۳۱۱۷۹۴	۰/۶۴۹۵۰۲	۴۸۰/۰۵۱۲	۱/۸۲۸۷۰۲	۲/۵۸۵۴۲۱	۷۰۷/۳۱۲۸	۱/۵۴۹۳۱۴	۱/۴۱۷۸۷۹	۱۰۹۲/۶۹۸
۱۹۹۹	۰/۳۰۴۹۱۸	۰/۶۶۳۹۳۴	۴۵۹/۲۵۹۳	۲/۰۷۸۴۲۷	۲/۹۷۰۷۸۷	۶۹۹/۶۲۱۸	۱/۵۶۷۰۹	۱/۴۵۷۷۸۷	۱۰۷۴/۹۷۹
۲۰۰۰	۰/۲۹۱۸۹۶	۰/۷۱۱۵۰۷	۴۱۰/۲۵۰۶	۲/۰۷۴	۳/۴۸۲۲۲۲	۵۹۵/۵۹۶۷	۱/۵۱۲۱۷	۱/۴۹۷۷۶۹	۱۰۰۹/۶۱۵
۲۰۰۱	۰/۲۸۴۴۵۵	۰/۷۷۵۶۴۱	۳۶۶/۷۳۵۵	۲/۱۰۳۰۷	۴/۱۳۸۱۵۸	۵۰۸/۲۱۴۱	۱/۵۰۵۷۶۷	۱/۵۴۰۶۴۹	۹۷۷/۳۵۹
۲۰۰۲	۰/۲۸۶۳۷۱	۰/۸۳۶۷۶۷	۳۴۲/۲۳۴۸	۲/۰۹۶۱۱۲	۴/۷۲۱۳۸۲	۴۴۳/۹۶۱۶	۱/۵۴۸۱۲	۱/۵۸۳۳	۹۷۷/۷۸۰۶
۲۰۰۳	۰/۲۸۵۸۹۳	۰/۹۱۰۶۵۸	۳۱۳/۹۴۱۵	۲/۳۸۳۸۳	۵/۴۴۴۶۸۱	۴۳۷/۸۲۷۳	۱/۴۶۷۸۵۳	۱/۶۳۰۴۲۶	۹۰۰/۲۸۷۸
۲۰۰۴	۰/۳۰۴۱۸۶	۰/۹۹۶۸۹۹	۳۰۵/۱۳۲۲	۱/۹۹۲۸۷۲	۶/۲۸۹۳۰۸	۳۱۶/۸۶۶۷	۱/۳۹۲۰۷۳	۱/۷۳۶۲۷۲	۸۰۱/۷۵۹۵
۲۰۰۵	۰/۲۹۸۷۷۷	۱/۰۴۸۹۳	۲۸۴/۸۳۹۷	۲/۰۷۳۲۹۲	۷/۰۱۸۶۳۴	۲۹۵/۳۹۸۲	۱/۲۹۷۶۶۹	۱/۸۳۵۶۹	۷۰۶/۹۱۰۹
۲۰۰۶	۰/۳۰۷۹۹۴	۱/۱۰۷۰۸۹	۲۷۸/۲۰۱۶	۲/۰۲۲۰۴۱	۷/۷۰۶۱۲۲	۲۶۲/۳۹۴۱	۱/۳۳۴۹۵۷	۱/۹۴۶۰۱۷	۶۸۵/۹۹۴۲
۲۰۰۷	۰/۳۳۰۷۵۸	۱/۱۷۵۳۳۴	۲۸۱/۴۱۵۹	۲/۱۸۵۸۸۷	۸/۴۹۵۹۶۸	۲۵۷/۲۸۵۲	۱/۳۰۹۶۷۶	۲/۱۰۰۸۵۶	۶۲۳/۴۰۱۲
۲۰۰۸	۰/۳۱۲۸۶۵	۱/۲۴۸۵۳۸	۲۵۰/۵۸۵۵	۲/۲۳۶۱۸۳	۹/۱۹۸۸۰۷	۲۴۳/۰۹۴۹	۱/۳۷۷۹۲	۲/۲۵۳۰۲۱	۶۱۱/۵۸۷۸

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]

سال	ایران				پاکستان				ترکیه			
	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی	مصرف انرژی سرانه	GDP سرانه	شدت انرژی
۱۹۹۰	۱/۰۱۶۹۳	۴/۷۱۵۸۰۹	۲۱۵/۶۴۲۸	۰/۳۳۶۵۲۵	۱/۶۴۸۴۵۳	۲۰۴/۱۴۶۱	۰/۷۲۶۹۹۶	۷/۴۵۸۴۵۴	۹۷/۴۷۲۷
۱۹۹۱	۱/۱۲۰۶۴	۵/۲۲۵۲۱۷	۲۱۴/۴۶۷۷	۰/۳۳۴۶۹۱	۱/۶۸۸۵۷۸	۱۹۸/۲۰۸۷	۰/۷۲۵۸۸۳	۷/۴۰۱۳۵۶	۹۸/۰۷۴۳۳
۱۹۹۲	۱/۲۱۸۴۵۹	۵/۳۶۰۰۹۳	۲۲۷/۳۲۰۴	۰/۳۴۳۳۳۴	۱/۷۷۳۶۸۸	۱۹۳/۵۷۰۶	۰/۷۳۵۴۶۲	۷/۷۱۶۲۶۶	۹۵/۳۱۳۲۵
۱۹۹۳	۱/۱۹۲۷۳۱	۵/۱۹۱۶۲۷	۲۲۹/۷۴۱۲	۰/۳۵۵۷۳۷	۱/۷۶۰۲۲	۲۰۲/۰۹۸	۰/۷۷۹۱۴	۸/۲۰۴۲۸۳	۹۴/۹۶۷۴۸
۱۹۹۴	۱/۳۲۹۰۴۷	۵/۰۹۱۳۶۴	۲۶۱/۰۳۹۴	۰/۳۵۷۳۳۷	۱/۷۸۰۷۳۷	۲۰۰/۶۶۷۹	۰/۷۳۰۳۳۷	۷/۶۳۴۰۹۲	۹۵/۶۶۷۷۶
۱۹۹۵	۱/۳۳۱۹۰۸	۵/۱۴۳۰۰۳	۲۵۸/۹۷۴۹	۰/۳۶۴۶۰۲	۱/۸۲۳۵۸۲	۱۹۹/۹۳۷۳	۰/۷۹۶۵۳۶	۸/۰۵۷۰۶۲	۹۸/۸۶۱۸۷
۱۹۹۶	۱/۳۴۸۷۹۸	۵/۴۲۲۶۷۹	۲۴۸/۷۳۲۷	۰/۳۶۷۹۳۷	۱/۸۶۵۸	۱۹۷/۲۰۰۷	۰/۸۴۸۴۷۵	۸/۴۹۲۱۷۱	۹۹/۹۱۲۶۶
۱۹۹۷	۱/۴۰۲۷۳	۵/۵۲۱۳۸۲	۲۵۴/۰۵۴۲	۰/۳۶۷۳۲۱	۱/۸۳۹۹۵	۱۹۹/۶۳۶۱	۰/۸۶۴۵۵	۸/۹۹۶۵۹	۹۶/۰۹۷۵۴
۱۹۹۸	۱/۴۰۶۵۹۷	۵/۵۷۶۳۹۵	۲۵۲/۲۴۱۲	۰/۳۶۹۷۶	۱/۸۴۲۱۴۹	۲۰۰/۷۲۲	۰/۸۵۴۲۷۵	۹/۱۴۴۰۹۲	۹۳/۴۲۳۶۸
۱۹۹۹	۱/۴۳۷۴۲۴	۵/۵۸۹۳۴۸	۲۵۷/۱۷۲۱	۰/۳۷۷۵۶۵	۱/۸۶۴۰۸۵	۲۰۲/۵۴۷۲	۰/۸۱۴۵۹۷	۸/۷۰۹۴۸۴	۹۳/۵۲۹۸۶
۲۰۰۰	۱/۴۸۰۸۸۸	۵/۷۸۱۳۵۸	۲۵۶/۱۴۸۹	۰/۳۷۰۰۶۸	۱/۸۹۷۲۳۳	۱۹۵/۰۵۶۷	۰/۹۰۰۱۸۷	۹/۱۷۰۷۱۳	۹۸/۱۵۸۸۶
۲۰۰۱	۱/۵۱۳۳۱۲	۵/۸۹۷۵۰۷	۲۵۶/۶۰۲	۰/۳۶۷۶۵۶	۱/۸۸۸۷۲۴	۱۹۴/۶۵۸۶	۰/۷۹۹۲۷۸	۸/۵۳۱۳۱۷	۹۳/۶۸۷۵۸
۲۰۰۲	۱/۵۹۹۳۷۹	۶/۲۴۱۷۸۲	۲۵۶/۲۳۷۶	۰/۳۶۹۳۳۷	۱/۹۰۳۱۷۵	۱۹۴/۰۶۳۹	۰/۸۶۷۰۶۶	۸/۹۳۷۸۸۸	۹۷/۰۱۰۱۲
۲۰۰۳	۱/۶۹۸۲۵۵	۶/۵۸۳۲۳۴	۲۵۷/۹۶۶۶	۰/۳۸۲۲۰۲	۱/۹۴۷۸۵۸	۱۹۶/۲۱۶۴	۰/۹۰۶۶۵۵	۹/۲۸۷۴۲۳	۹۷/۶۲۱۷۷
۲۰۰۴	۱/۸۴۰۸۴	۶/۸۱۳۱۳۴	۲۷۰/۱۹	۰/۳۹۸۲۲۴	۲/۰۴۱۵۶۳	۱۹۵/۰۵۸۶	۰/۹۳۲۵۷۱	۱۰/۰۲۸۰۵	۹۲/۹۹۶۱۷
۲۰۰۵	۱/۸۵۳۶۹۸	۷/۰۲۳۰۱۳	۲۶۳/۹۴۶۳	۰/۴۰۲۴۶۵	۲/۱۴۵۷۹۲	۱۸۷/۵۶۰۲	۰/۹۵۴۰۸۳	۱۰/۷۳۵۷۸	۸۸/۸۶۹۴۲
۲۰۰۶	۲/۰۰۰۳۵۷	۷/۳۲۹۶۷۲	۲۷۲/۹۱۲۲	۰/۴۰۹۵۱۶	۲/۲۳۲۰۷۵	۱۸۳/۴۶۸۶	۱/۰۴۳۸۷۸	۱۱/۳۳۷۰۸	۹۲/۰۷۶۴۴
۲۰۰۷	۲/۱۱۶۰۸	۷/۸۰۰۹۰۱	۲۷۱/۲۶۱	۰/۴۲۶۰۲۸	۲/۳۱۵۶۰۸	۱۸۳/۹۸۱	۱/۰۸۸۵۵۷	۱۱/۷۲۴۴۵	۹۲/۸۴۵
۲۰۰۸	۲/۱۵۰۵۹۸	۸/۱۳۰۰۷۲	۲۶۴/۵۲۳۸	۰/۴۰۹۰۹۴	۲/۴۰۰۸۰۷	۱۷۰/۳۹۸۶	۱/۰۴۶۴۴۱	۱۱/۶۹۳۳	۸۹/۴۹۰۵۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

[Downloaded from qjerp.ir on 2025-12-08]