فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال نهم / شماره‌ی ۳۵/ زمستان ۱۳۹۱/ صفحات ۱۱۹-۱۰۱

بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و شهرنشینی در ایران با به‌کارگیری روش ARDL

علی قنبری

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس dr_Alighanbari@yahoo.com

امین گلوانی*

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه تربیت مدرس gallavani@gmail.com

فرشید جوادنژاد

دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی معدن- استخراج معدن دانشگاه تربیت مدرس
Farshid.jn@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۰/۵/۷ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۱۶

چکیده

مقاله‌ی حاضر در پی برآورد تابع مصرف انرژی می‌باشد و بر این اساس شواهد علمی جدیدی را با به‌کارگیری روش ARDL برای شهرنشینی و مصرف انرژی در ایران برای سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ ارائه می‌کند. نتایج برآورد نشان می‌دهد که در ایران، رابطه‌ی بلندمدت و پایداری بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، شهرنشینی و قیمت انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه‌ی مثبتی بین مصرف انرژی و شهرنشینی وجود دارد. نتایج آزمون ECM نیز نشان داده است که هر عدم تعادلی در مدل، در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند و کم‌تر از سه دوره طول می‌کشد تا خطای تعادل کوتاه‌مدت اصلاح شود و مدل به تعادل بلندمدت خود باز می‌گردد.

طبقه‌بندی **JEL** : Q49, Q41, Q32

کلید واژه: مصرف انرژی، شهرنشینی، ARDL، مدل تصحیح خطا ECM، آزمون‌های ثبات CUSUM و CUSUMSQ

*- نویسنده‌ی مسئول.

Archive of SID
www.SID.ir

۱ - مقدمه

جمعیت جهان به سرعت در حال شهرنشین شدن است. تا پایان سده‌ی ۲۰، بیش از نیمی از جمعیت جهان، در مناطق شهری زندگی می‌کنند. اگر چه شهرنشینی در مناطق کم‌تر توسعه یافته هنوز هم در سطح پایینی قرار دارد، بسیاری از کشورهای در حال توسعه، به ویژه در آفریقا و آسیا، با آهنگ سریع شهرنشینی، شاخص شده‌اند. با توجه به ساختار شهرنشینی، به نظر می‌رسد که جمعیت شهرنشینی کشورهای در حال توسعه بیش‌تر در شهرهای بسیار بزرگ متمرکز می‌شود و پیش‌بینی می‌شود که این روند تا سال ۲۰۲۵ ادامه یابد. یک نتیجه‌ی روند مزبور این است که بزرگ‌ترین مجموعه‌های شهری را باید بیش از پیش در مناطق کم‌تر توسعه یافته بیابیم. بر خلاف جریان تمرکز شهری در مناطق کم‌تر توسعه پیدا کرد، بزرگ‌ترین مجموعه‌های شهری در کشورهای پیشرفته، پا به پای رشد کل جمعیت، گسترش نیافته و جمعیت بسیاری از آن‌ها کاسته یا طرح‌ریزی شده است که کاهش یابد.

در کشورهای در حال توسعه، کمبود فرصت‌های اشتغال روستایی همراه با رشد بخش صنعتی نوین در مناطق مادر شهری، امواج مهاجرت را به سوی شهرهای بزرگ روانه کرده است. خط و مشی‌های اقتصادی در سطح ملی، از قبیل تعیین محل صنایع و سیاست‌های بازرگانی پشتیبان بخش صنعتی، تخصیص اعتبارات، سرمایه‌گذاری‌های عمومی و کمک‌های مالی دولت و خط و مشی‌های قیمت‌گذاری که برتری را به فعالیت‌های اقتصادی متمرکز در چند شهر و منطقه‌ی معدود می‌دهند، تأثیرات توانمندی در بازتوزیع جمعیت میان مناطق مختلف و بین مناطق شهری و روستایی داشته است (اوبرای، ۱۳۷۰).

تجربیات جهان نشان داده است که رشد اقتصادی، هم گام با توسعه‌ی شهرنشینی، اصلاحات ساختار اقتصادی و اقتصاد باز می‌باشد. به طور متوسط نرخ رشد سالانه‌ی تولید ناخالص داخلی ایران برای دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ برابر ۴ درصد بوده است[۱]. در طی این دوره تعداد زیادی از مردم از روستاها روانه‌ی شهرها شده‌اند، به‌طوری‌که تعداد شهرها از ۴۳۳ شهر به ۱۰۶۱ شهر افزایش پیدا کرده است[۲] و به طور هم‌زمان جمعیت شهری از ۱۲/۴ میلیون نفر به ۵۰/۹ میلیون نفر رسیده است[۳]. این مهاجرت سبب ایجاد فشار فزاینده برای توسعه و نوسازی شهری در مناطق شهرنشین شده است.

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

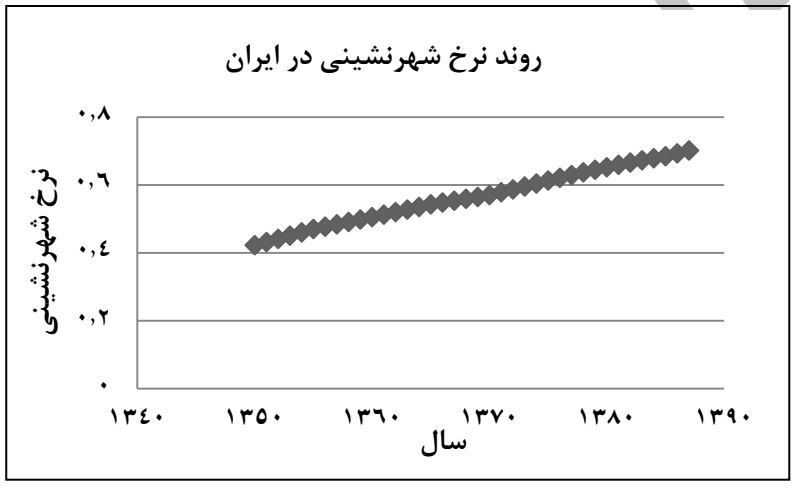
۲- دفتر تقسیمات کشوری، وزارت کشور.

۳- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به نمودار (۱)، نرخ شهرنشینی در سال ۱۳۵۰معادل ۴۲ درصد بوده، که این رقم در سال ۱۳۸۷ به ۷۰ درصد رسیده است. به طور متوسط نرخ رشد شهرنشینی در ایران در دوره‌ی ۱۳۸۷ - ۱۳۵۰ معادل ۳/۹ درصد می‌باشد، که این رقم در سال ۱۳۵۰ به ۴/۹ درصد و در سال ۱۳۸۷ به ۲/۷ درصد رسیده است. بیش‌ترین نرخ رشد شهرنشینی در دوره‌ی مورد بررسی به دهه‌ی ۱۳۵۰ و اوایل دهه‌ی ۱۳۶۰ بر می‌گردد که نرخ رشد شهرنشینی ۵/۴ درصدی تجربه شده است.

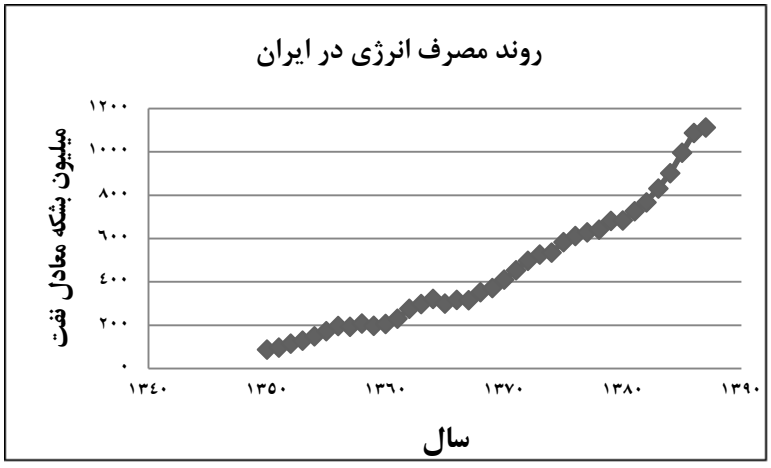


مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۱- روند نرخ شهرنشینی ایران در دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰

انرژی در دنیای امروز نقش حیاتی و انکارناپذیری داشته و در پیشرفت و توسعه‌ی اقتصادی جهانی بسیار تأثیرگذار است. به دلیل رشد جمعیت شهرنشین، صنایع وابسته به انرژی (به ویژه در کشورهای در حال توسعه که به سمت صنعتی شدن پیش می‌روند)، استفاده از وسایط نقلیه و سایر فعالیت‌های روزمره زندگی بشری که نیازمند به انرژی است، مصرف انرژی و حامل‌های انرژی از جمله نفت خام، بنزین، گاز طبیعی، برق و ... افزایش می‌یابد. با حرکت به سوی صنعتی شدن و تولیدات بیش‌تر صنعتی، بخش صنعت بیش‌ترین مقدار انرژی را به خود اختصاص خواهد داد. مصرف انرژی در ایران از معادل ۸۸/۴ میلیون بشکه معادل نفت در سال ۱۳۵۰ به ۱۱۱۳/۶ میلیون بشکه معادل نفت در سال ۱۳۸۷ رسیده است.

www.SID.ir



مأخذ: ترازنامه‌ی انرژی

نمودار ۲- روند مصرف انرژی ایران در دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰

با توجه به محدود بودن منابع نفت خام و کاهش توان تولیدی (استخراج) نفت خام ایران در سال‌های اخیر و هم‌چنین به دلیل این‌که نرخ رشد مصرف انرژی از نرخ رشد تولیدات بخش انرژی بیش‌تر است، چالش‌های پیش روی بخش انرژی بیش‌تر نمایان می‌شود. نرخ رشد متوسط مصرف انرژی ایران در این دوره معادل ۷/۴ درصد است، که از ۱۳/۴ درصد در سال ۱۳۵۰ به ۲/۳ درصد در سال ۱۳۸۷ رسیده است. با وجود این‌که در برخی از سال‌های دوره‌ی مورد بررسی مانند سال‌های ۱۳۵۷، ۱۳۵۹، ۱۳۶۵ و ۱۳۶۷ این نرخ منفی بوده، ولی نرخ رشد مصرف انرژی در سال‌های اخیر روند رو به رشدی را تجربه کرده است که این موضوع بخش انرژی کشور را با یک چالش عملی بزرگی روبرو می‌کند. با توجه به نرخ شهرنشینی (نسبت جمعیت شهرنشینی بر جمعیت کل) که تقریباً با نرخ معادل ۱ درصد در حال افزایش است، این چالش بیش‌تر خود را نشان می‌دهد. با توجه به روند رو به رشد شهرنشینی در ایران، نیاز به بررسی و تبیین رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی جهت هدایت سیاست‌های بخش انرژی برای قدم برداشتن در مسیر توسعه‌ی اقتصادی، بیش از پیش احساس می‌شود.

بر این اساس، در بخش ۲، پیشینه تحقیق، بخش ۳، روش شناسی تحقیق، بخش ۴، یافته های تحقیق و بخش ۵، نتیجه گیری و پیشنهادات، ارائه می گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

۲ - بررسی پیشینه‌ی تحقیق

مطالعات فراوانی در ۳ دهه‌ی اخیر در زمینه‌ی تبیین رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی در کشورهای توسعه یافته و کشورهای در حال توسعه انجام گرفته است که نشان از اهمیت رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی دارد. در این قسمت به برخی از مطالعات انجام گرفته در این زمینه اشاره می‌شود.

دال و اردوغان[1] (۱۹۹۵) به طور خلاصه به بررسی سطح شهرنشینی، صنعتی شدن و تقاضای انرژی (نفت) در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند، در این تحقیق رابطه‌ی مثبتی بین شهرنشینی و مصرف انرژی به دست آمده است. بارنی[2] (۱۹۹۵)، در مطالعه‌ی مقطعی کل مصرف انرژی (برق) سال ۱۹۹۰برای ۹۳ کشور توسعه یافته و در حال توسعه به این نتیجه رسیده است که مصرف انرژی در تولید ناخالص داخلی سرانه و سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی تأثیر دارد و رابطه‌ی مثبتی در کوتاه‌مدت بین شهرنشینی و مصرف انرژی الکتریکی وجود دارد. لنزن و همکاران[3] (۲۰۰۶)، در تجزیه و تحلیل تطبیقی چند متغیره‌ی انرژی مصرفی خانوارها در کشورهای استرالیا، هند، ژاپن، دانمارک و برزیل، در یک دوره به نتایج کاملاً متفاوت در تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی دست یافته‌اند. اوینگ و رانگ[4] (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ی تأثیر شکل شهری بر مصرف انرژی در آمریکا برای دوره‌ی ۲۰۰۰- ۱۹۴۰، به این نتیجه رسیده‌اند که در کوتاه‌مدت رابطه‌ی منفی بین شهرنشینی و مصرف انرژی وجود دارد. لاویر و لافرنس[5] (۱۹۹۹)، در مطالعه‌ی تأثیر تراکم شهری بر مصرف انرژی الکتریکی در کانادا به این نتیجه رسیده‌اند که در کوتاه‌مدت رابطه‌ی منفی بین مصرف انرژی و شهرنشینی موجود است. پاچوری و جیانگ[6] (۲۰۰۸)، در بررسی انتقال انرژی خانگی در چین و هند به این نتیجه رسیده‌اند که به دلیل وابستگی به سوخت‌های جامد ناکارآمد، مصرف انرژی در خانوارهای روستایی بیش‌تر از خانوارهای شهری می‌باشد. هالتدل و جوتز[7] (۲۰۰۴)، در بررسی تقاضای انرژی مسکونی تایوان برای دوره‌ی ۱۹۹۵ - ۱۹۵۵، به این دلیل که افزایش سطح شهرنشینی منجر به افزایش مصرف انرژی می‌شود، به این دو مهم دست یافته‌اند، اول این‌که شهرنشینی یعنی دسترسی آسان به انرژی و دوم این‌که در شهر لوازم برقی بیش‌تر در دسترس می‌باشد، هم‌چنین به این نتیجه رسیده‌اند که در کوتاه‌مدت و

1- Dahl & Erdogan.
2- Burney.
3- Lenzen et al.
4- Ewing & Rong.
5- Lariviere & Lafrance.
6- Pachauri & Jiang.
7- Holtedahl & Joutz.

Archive of SID
www.SID.ir

بلندمدت بین شهرنشینی و مصرف انرژی رابطه‌ی مثبتی وجود دارد. میشرا و همکاران[1] (۲۰۰۹)، با بررسی رابطه‌ی تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در گروهی از کشورهای جزایر اقیانوس آرام برای دوره‌ی ۲۰۰۵ - ۱۹۸۰، رابطه‌ی بلندمدت و علیت گرنجر را بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و شهرنشینی آزمون کرده و نشان داده‌اند که علیت گرنجری از شهرنشینی به مصرف انرژی وجود دارد و نیز به این نتیجه رسیده‌اند که در کوتاه‌مدت رابطه‌ی شهرنشینی و مصرف انرژی، منفی و در بلندمدت این رابطه مثبت می‌باشد. حالیکوگلو[2] (۲۰۰۷)، با بررسی تقاضای برق مسکونی ترکیه برای دوره‌ی ۲۰۰۵ – ۱۹۶۸، که با استفاده از روش ARDL و علیت گرنجری بین متغیرهای قیمت انرژی، مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی، انجام داده، به این نتیجه رسیده است که در کوتاه‌مدت رابطه‌ی معناداری بین مصرف انرژی و شهرنشینی وجود ندارد، ولی در بلندمدت رابطه‌ی مثبتی بین شهرنشینی و مصرف انرژی مشاهده می‌شود. یوبین[3] (۲۰۰۹)، با بررسی رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی برای دوره‌ی ۲۰۰۸ - ۱۹۷۸ با استفاده از روش ARDL و روش هم‌جمعی، به این نتیجه رسیده است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه‌ی منفی بین شهرنشینی و مصرف انرژی وجود دارد.

۳ – روش شناسی تحقیق

به طور کلی، سه شاخص مهم که روی مصرف انرژی تأثیر قابل توجهی دارند شامل رشد جمعیت، رشد شهرنشینی، رشد اقتصادی می‌باشند (کاظم[4]، ۲۰۰۷). به عنوان یک قاعده‌ی کلی، رشد اقتصادی بیش‌تر، مصرف انرژی بیش‌تر را در پی خواهد داشت. البته این احتمال نیز وجود دارد که ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی تا حدودی قطع شود، به‌طوری‌که استفاده کاراتر از انرژی هم‌زمان با رشد اقتصادی، منجر به کاهش مصرف انرژی می‌شود.

جمعیت نیز به عنوان یک عامل مهم دیگر در میزان مصرف انرژی تأثیرگذار است. با رشد جمعیت و نیاز به انرژی برای مصارف صنعتی، خانگی و غیره، مصرف انرژی افزایش می‌یابد. با توسعه‌ی اقتصادی و پیشرفت‌های علمی در بهره‌برداری و استفاده از منابع انرژی، این احتمال وجود دارد که با رشد جمعیت، سرانه‌ی مصرف انرژی کاهش یابد.

1- Mishra et al.
2- Halicioglu.
3- Yaobin.
4- Kazim.

Archive of SID

www.SID.ir

به علت هم‌بستگی زیاد بین کل جمعیت و جمعیت شهرنشین، متغیر جمعیت کل از مدل حذف شده است.

شهرنشینی به عنوان یکی از شاخص‌های بارز توسعه‌ی اقتصادی، که موجب تغییرات ساختاری در اقتصاد می‌شود، پیام‌های مهمی را در زمینه‌ی مصرف انرژی به همراه دارد. شهرنشینی موجب متمرکز شدن جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که شامل انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش صنعت و خدمات، انتقال از صنعتی به صنعت دیگر، انتقال از بخش مواد اولیه با شدت انرژی پائین به بخش فلزات و تولیدات شیمیایی با شدت انرژی بالا می‌باشد. با وجود این، پیشرفت‌های علمی و فنی، زمینه‌ی صرفه‌جویی در مصرف انرژی را فراهم می‌کند. این بهینه‌سازی از طریق توسعه‌ی ناوگان حمل‌ونقل عمومی، استفاده از حامل‌های انرژی با راندمان بالا و استفاده‌ی کاراتر از انرژی انجام می‌پذیرد. به این ترتیب، یک رابطه‌ی علی و معلولی بین شهرنشینی و مصرف انرژی وجود دارد که ممکن است سبب افزایش یا کاهش مصرف انرژی شود. به این دلیل است که باید در تبیین رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی دقت بیش‌تری داشت.

متغیر بعدی که مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، قیمت انرژی می‌باشد. قیمت نیز در کنار عوامل یاد شده در بالا یکی از فاکتورهای مهم تأثیرگذار بر مصرف انرژی است. مصرف هر کالایی در هر سطح درآمدی به قیمت آن کالا بستگی دارد، مصرف انرژی نیز در هر سطح درآمدی تابعی از قیمت آن است.

متغیرهای مورد استفاده در الگوی ارائه شده عبارتند از متغیر وابسته EC (مصرف کل انرژی بر حسب میلیون بشکه‌ی معادل نفت)، متغیرهای مستقل GDP (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)، UR (نرخ شهرنشینی) و PI (شاخص قیمت انرژی) که مدل عمومی آن به شکل زیر می‌باشد:

$$EC_t = f(UR_t, GDP_t, PI_t)$$

و با لگاریتم گرفتن از متغیرها، مدل عمومی را می‌توان به زیر نشان داد:

$$LEC_t = f(LUR_t, LGDP_t, LPI_t)$$

که در آن UR (نرخ شهرنشینی) عبارت است از جمعیت شهرنشین بر کل جمعیت و PI (شاخص قیمت انرژی) عبارت است از نسبت قیمت برق (نماینده قیمت انرژی) بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، برای واقعی‌تر کردن قیمت انرژی می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

الگوی ARDL[1]

شکل کلی الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به شکل زیر می‌باشد:

$$\varphi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + \acute{c}w_t + u_t \qquad (۱)$$

که در آن:

$$\varphi(L,P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \ldots - \varphi_p L^p \qquad (۲)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \ldots + b_{iq}L^q, i = 1,2,\ldots,k \qquad (۳)$$

در معادله‌ی فوق Y متغیر وابسته، L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی و یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌ی ثابت است، بنابراین مدل پویای الگوی مصرف انرژی به شکل زیر می‌باشد:

$$LEC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i LEC_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\gamma_i LUR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\delta_i LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{z}\theta_i LPI_{t-i} + \gamma_0 LUR_t + \delta_0 LGDP_t + \theta_0 LPI_t + u_t$$

که در آن m, n, k, z ، به ترتیب وقفه‌های بهینه برای متغیرهای LEC, LUR, LGDP, LPI می‌باشند.

برای محاسبه‌ی ضرایب بلندمدت مدل از مدل پویایی فوق استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای توضیحی از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$\mu_i = \frac{\hat{b}_i(1,q_i)}{1-\hat{\varphi}(1,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\ldots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\varphi}_1-\cdots-\hat{\varphi}_p} \quad , \; i = 1,2,\ldots,k \qquad (۴)$$

که در آن μ_i ضریب متغیر توضیحی می‌باشد که این ضریب با استفاده از ضرایب به دست آمده از رابطه‌ی (۲) و (۳) حاصل می‌شود.

حال برای بررسی این که رابطه‌ی بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو روش وجود دارد:

در روش اول فرضیه‌ی زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p}\varphi_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{p}\varphi_i - 1 < 0$$

1- Auto Regressive Distributed Lag .

Archive of SID

www.SID.ir

فرضیه‌ی صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه‌ی بلندمدت است، برای آن‌که رابطه‌ی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، باید مجموع ضرایب کم‌تر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه‌ی متغیر وابسته، کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\varphi}_i}}$$

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگ‌تر باشد، فرضیه‌ی صفر رد شده و وجود رابطه‌ی بلندمدت پذیرفته می‌شود.

روش دوم که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶)[2] ارائه شده است، رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله‌ی محاسبه‌ی آماره‌ی F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه‌ی متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمون قرار می‌گیرد.

الگوی تصحیح خطا

الگوی تصحیح خطا، بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته، تابعی از انحراف از رابطه‌ی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مرتبط می‌کند. الگوی تصحیح خطا (ECM[3]) بر حسب سطوح وقفه‌ی داده شده و تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها به دست می‌آید:

$$\Delta LEC_t = \Delta\alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta LEC_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\gamma}_i \Delta LUR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\delta}_i \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{z} \hat{\theta}_i \Delta LPI_{t-i} + \mu \Delta ECM_{t-1} + u_t$$

جزء تصحیح خطا که اندازه‌ی تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند (ECM_{t-1}) از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$ECM_{t-1} = LEC_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\gamma}_i \Delta LUR_t - \hat{\delta}_i \Delta LGDP_t - \hat{\theta}_i \Delta LPI_t$$

1- Banerjee, Dolado and Mestre.
2- pesaran et al.
3- Error Correction Model.

Archive of SID
www.SID.ir

آزمون ثبات

آزمون ثبات تابع مصرف انرژی به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان مربوط می‌شود. روش‌های متعددی برای ثبات ضرایب تخمینی الگوهای مورد نظر وجود دارد که عبارتند از : روش گلدفلد (۱۹۷۳)، آزمون چاو (۱۹۶۰)، آزمون گوپتا (۱۹۷۸)، روش فارلی و هینچ (۱۹۷۰) [1] و آزمون‌های خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده‌ی عطفی (CUSUM) و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی (CUSUMSQ).

به دلیل ویژگی‌های مهمی که آزمون‌های خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده‌ی عطفی (CUSUM) و خلاصه‌ی انباشته‌ی مجذور اجزاء باقیمانده‌ی عطفی (CUSUMSQ) دارند، در این تحقیق از این آزمون‌ها استفاده شده است. این روش توسط براون و همکاران (۱۹۷۵)[2] معرفی شده است. ویژگی مهم این آزمون‌ها در این است که می‌توان از آن‌ها حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی وجود دارد استفاده کرد. هم‌چنین این آزمون‌ها برای داده‌های سری زمانی کاملاً مناسب هستند.

۴- یافته های تحقیق

در این تحقیق داده‌های مصرف انرژی (EC)، تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ شهرنشینی (UR) و شاخص قیمت انرژی (PI) برای دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ مورد استفاده قرار گرفته است. این داده‌ها سالانه بوده (دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۵۰) و برای مصرف انرژی از داده‌های مصرف انرژی کل بر حسب میلیون بشکه (که توسط وزارت نیرو منتشر می‌شود) استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ می‌باشد. برای داده‌های مربوط به نرخ شهرنشینی (نسبت جمعیت شهرنشین به جمعیت کل) و شاخص قیمت قیمت انرژی (نسبت قیمت برق بر شاخص قیمت مصرف‌کننده) از داده‌های سری زمانی (که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر می‌شود) استفاده شده است.

1- Gupta, Farley-Hinich, Goldfeld, Chow.
2- Brown et al.

www.SID.ir

آزمون ریشه‌ی واحد

قبل از برآورد مدل باید مانایی متغیرهای مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظـور از دو آزمون، آزمون دیکی- فـولر تعمـیم یافتـه (ADF) و آزمـون فیلیـپس - پـرون (PP)، استفاده شده است.

نتایج آزمون ریشه‌ی واحد در جدول (۱) نشان می‌دهد متغیرهـای LEC و LUR در سطح داده‌ها، مانا و متغیرهای LGDP و LPI در سطح داده‌ها نامانا می‌باشند. متغیرهای نامانا، با یک بار تفاضل‌گیری در سطح یک درصد مانا می‌شوند.

جدول ۱ – آزمون‌های ریشه‌ی واحد دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس - پرون

آزمون فیلیپس - پرون	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته	متغیر	سطوح
سطح			
-۱/۸۹۱۱	-۱/۵۰۲۵	LEC	عرض از مبدا
-۰/۳۸۵۹	۰/۴۹۶۸	LGDP	
-۱/۶۸۰۲	-۱/۷۱۸۸	LIP	
-۴/۲۴۹۶ ***	-۱/۱۴۹۵	LUR	
-۴/۰۲۱۶ **	-۴/۳۰۴۱ ***	LEC	روند و عرض از مبدا
-۱/۶۸۷	-۱/۰۷۹	LGDP	
-۱/۸۳۹۸	-۲/۰۷۵۷	LIP	
-۳/۸۳۱۲ **	-۳/۲۱۴۶ *	LUR	
تفاضل ۱			
-۴/۴۳۷۴ ***	-۴/۲۳۱۸ ***	LEC	عرض از مبدا
-۳/۸۸۵۸ ***	-۴/۰۰۰۹ ***	LGDP	
-۳/۹۸۱۶ ***	-۳/۹۳۷۱ ***	LIP	
-۲/۳۱۲۵	-۲/۳۱۶۲	LUR	
-۴/۶۳۷۷ ***	-۴/۴۰۵ ***	LEC	روند و عرض از مبدا
-۳/۹۴۳۸ ***	-۴/۰۳۹۲ ***	LGDP	
-۳/۹۲۷۳ ***	-۳/۸۸۳۷ **	LIP	
-۲/۲۲۲۸	-۲/۱۸۲۶	LUR	

*سطح معنی داری ۱۰٪ ** سطح معنی داری ۵٪ *** سطح معنی داری ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

برآورد الگوی پویا[1]

با توجه به این‌که همه‌ی متغیرها در یک مرتبه‌ی مانا نیستند، برای برآورد مدل از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود، زیرا در این الگو توجه به درجه‌ی هم‌بستگی متغیرها مهم نیست و هم‌چنین با تعیین وقفه‌های بهینه برای متغیرها می‌توان مدل مناسب و منحصر به فرد را بدون پیش داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی انتخاب کرد.

در تخمین الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، ابتدا الگوی پویای کوتاه‌مدت برآورد می‌شود که نتایج الگوی پویای مدل مورد نظر به صورت خلاصه در جدول (۲) آورده شده است.

جدول۲- نتایج حاصل از برآورد الگوی پویا

متغیر	ضریب	آماره‌ی T
LEC(-1)	۰/۶۱۴۲	۸/۰۶۵۵
LUR	۱/۱۱۹۶	۴/۶۵۷۸
LGDP	۰/۲۳۶۲	۵/۱۳۹۲
LPI	-۰/۰۶۸۴	-۲/۲۸۲۵
R^2=۰/۹۹۶۵	$\overline{R}^2$=۰/۹۹۶۲ D.W=۱/۷۰۴۶	F=۳۱۲۹/۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج مدل پویا، همان گونه که ملاحظه می‌شود مدل برآورد شده دارای R^2 بالایی است که به معنای قدرت توضیح دهندگی بالای متغیرهای مستقل می‌باشد. هم‌چنین مدل برآورد شده فروض کلاسیک مربوط به جمله‌ی اخلال (عدم خود همبستگی، واریانس هم‌سانی، میانگین صفر، ...) را تأمین می‌کند. نتایج برآورد مدل پویا نشان می‌دهد که شهرنشینی در ایران تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی دارد و هم‌چنین شاخص قیمت انرژی تأثیر معکوسی بر مصرف انرژی دارد البته این تأثیر در سطح

۱- ملاحظاتی نیز مورد استفاده از روش ARDL در شرایط I(0), I(1) وجود دارد که توصیه می‌شود برای مطالعه‌ی بیش‌تر به محمدی (۱۳۹۰)، رجوع شود.

Archive of SID
www.SID.ir

پایینی می‌باشد. تولید ناخالص داخلی نیز در ایران رابطه‌ی مستقیمی با مصرف انـرژی از خود نشان می‌دهد.

قبل از این‌که الگوی بلندمدت برآورد شود، باید آزمون گردد کـه رابطـه‌ی بلندمـدت حاصل از از این روش، کاذب نیست. برای این منظور کمیـت آمـاری t مـورد نظـر بـرای آزمون فوق معادل ۵/۰۶۶۴- به دست آمده است. از آن‌جا که کمیت بحرانی ارائـه شـده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح ۹۹٪ برابر ۴/۵۳- است، فرضـیه‌ی عـدم وجـود هم‌جمعی بین متغیرهای الگو رد می‌شود. بنابراین یک رابطـه‌ی تعـادلی بلندمـدت بـین متغیرهای الگو وجود دارد.

برآورد مدل بلندمدت

نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت در جدول (۳) بـه صـورت خلاصـه آورده شـده است.

جدول ۳ - نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره‌ی T	Prob
LUR	۲/۹۰۱۷	۱۷/۴۴۹۱	۰/۰۰۰
LGDP	۰/۶۱۲۳	۶۳/۲۴۸۴	۰/۰۰۰
LPI	-۰/۱۷۷۲	-۲/۸۷۱۲	۰/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج مدل بلندمدت، همه‌ی ضرایب متغیرهای الگوی مورد نظر در سـطح ۹۹٪ معنادار می‌باشند. نتایج به دست آمده از برآورد مدل بلندمدت نشان می‌دهـد کـه، چنان‌چه در بلندمـدت شـاخص قیمـت انـرژی ۱ درصـد افـزایش یابـد، مصـرف انـرژی ۰/۱۷۷۲ درصـد کـاهش مـی‌یابـد و افـزایش ۱ درصـدی در شهرنشـینی در بلندمـدت ۲/۹۰۱۷ درصد مصرف انرژی را افزایش می‌دهد و هم‌چنـین افـزایش ۱ درصـدی تولیـد ناخالص داخلی، مصرف انرژی را در بلندمدت ۰/۶۱۲۳ درصد افزایش می‌دهد.

1- Banerjee, Dolado and Mestre.

www.SID.ir
Archive of SID

برآورد مدل تصحیح خطا

برای تبیین روابط کوتاه‌مدت مصرف انرژی و سایر متغیرهای مدل مورد نظر، از مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

متغیر	ضریب	آماره‌ی T	Prob
dLUR	۱/۱۱۹۶	۴/۶۵۷۸	۰/۰۰۰
dLGDP	۰/۲۳۶۲	۵/۱۳۹۲	۰/۰۰۰
dLPI	-۰/۰۶۸۴	-۲/۲۸۲۵	۰/۰۲۹
ECM(-1)	-۰/۳۸۵۸	-۵/۰۶۶۸	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

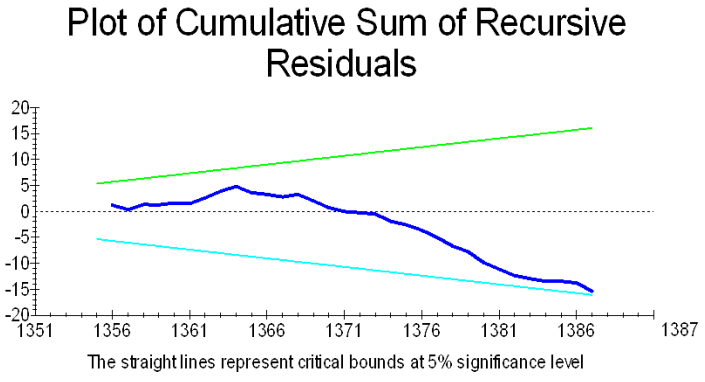
مشاهده می‌شود که ضریب تصحیح خطای مدل کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار می‌باشد. منفی بودن آن نشان می‌دهد که هر عدم تعادلی در مدل در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کند. این ضریب معادل ۰/۳۸۵۸- می‌باشد، که نشان می‌دهد در هر دوره ۳۸ درصد از عدم تعادل‌های مصرف انرژی برطرف می‌شود. و کم‌تر از سه دوره طول می‌کشد تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح شده و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد.

آزمون ثبات ساختاری

با توجه به آزمون‌های خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده‌ی عطفی (CUSUM) و خلاصه انباشته‌ی مجذور اجزاء باقیمانده‌ی عطفی (CUSUMSQ)، که به صورت نموداری در نمودارهای (۳) و (۴) آمده است، در سطح معناداری ۵٪ فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری مدل پذیرفته می‌شود یا به عبارت دیگر وجود ثبات ساختاری مدل تأیید می‌گردد.

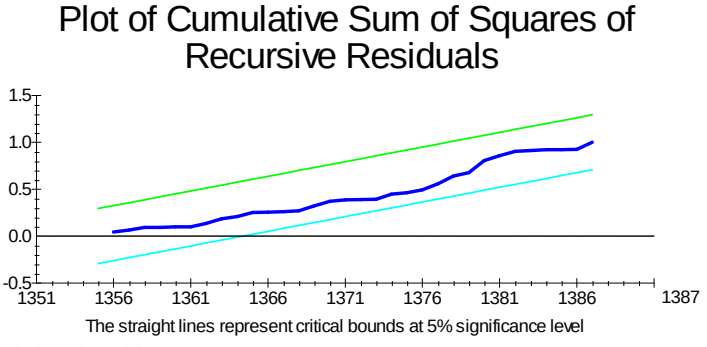
Archive of SID

www.SID.ir



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳- آزمون انباشته اجزاء باقیمانده‌ی عطفی



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴- آزمون انباشته مجذور اجزاء باقیمانده‌ی عطفی

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به این‌که تغییرات جمعیت شهرنشین، مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد تبیین رابطه‌ی بین مصرف انرژی و شهرنشینی و مشخص کردن میزان و نحوه تأثیرگذاری آن می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های بخش انرژی و سیاست‌گذاری‌های جمعیتی مفید واقع شود.

www.SID.ir

نتایج برآورد نشان می‌دهد که متغیر شهرنشینی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی دارد، به عبارت دیگر افزایش جمعیت شهرنشین به ویژه در بلندمدت سبب افزایش قابل توجهی درمصرف انرژی می‌شود. هم‌چنین قیمت انرژی در بلندمدت تأثیر معکوس بر روی مصرف انرژی دارد، با افزایش قیمت انرژی در بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف انرژی کاهش می‌یابدکه این تأثیر در کوتاه‌مدت کم‌تر از بلندمدت می‌باشد. متغیر تولید ناخالص داخلی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مستقیمی بر مصرف انرژی دارد، افزایش تولید ناخالص داخلی سبب افزایش مصرف انرژی می‌شود.

نتایج به دست آمده از مدل ECM نیز نشان می‌دهد که در صورت بروز تکانه و منحرف شدن مدل کوتاه‌مدت از روند بلندمدت خود، در هر دوره حدود ۳۸ درصد از عدم تعادل تعدیل می‌شود و در کم‌تر از سه دوره به روند بلندمدت خود باز می‌گردد. و هم‌چنین نتایج به دست آمده از آزمون ثبات نشان می‌دهد که ضرایب به دست آمده در سطح معناداری ۵٪ دارای ثبات هستند.

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت که افزایش قیمت انرژی در کاهش مصرف انرژی مؤثر بوده و یکی از راه‌های کاهش مصرف انرژی می‌تواند افزایش قیمت آن باشد، که با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی مشاهده شد که افزایش قیمت انرژی توانست بخشی از مصرف انرژی را کاهش دهد و با توجه به تأثیر زیاد شهرنشینی در مصرف انرژی، می‌توان برای کاهش انرژی در بخش شهری از راه‌ها هم‌چون، توسعه و بهبود ناوگان حمل و نقل عمومی استفاده کرد و هم‌چنین با توجه به این‌که بخش زیادی از مصرف انرژی در مناطق شهری مربوط به مصرف برق و بنزین می‌باشد، می‌توان با بهبود و افزایش بازده وسایل برقی و نیز بهبود مصرف سوخت خودروهای تولید داخل، مصرف را کاهش داد.

فهرست منابع

آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله، (۱۳۸۴)، بررسی رابطه‌ی علیّت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی ۱۳۸۱-۱۳۴۶، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۴، ۱۴۳-۱۱۷.

Archive of SID

www.SID.ir

امینی، فیروزه، کاوه، نژلا، سلیمانپور، پانته آ، توانپور، مصطفی، فتاحی صابر، فرمد لیدا، گل قهرمانی مجید، خودی نسرین، کاظمی مریم، اقلیمی خلیل، شریفی مهرداد، مریم و آریانپور، وحید، (۱۳۹۰)، ترازنامه‌ی انرژی سال ۱۳۸۹، وزارت نیرو، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، تهران.

امینی، فیروزه، کاوه، نژلا، گل قهرمانی، نسرین، توانپور، مصطفی، فتاحی صابر، لیدا و سلیمانپور، پانته آ، (۱۳۹۰)، مروری بر ۲۳ سال آمار انرژی کشور (۸۹-۱۳۶۷)، وزارت نیرو، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، تهران.

اوبرای، ا.س، ترجمه‌ی فرهنگ ارشاد، (۱۳۷۰)، مهاجرت، شهرنشینی و توسعه، تهران، انتشارات مؤسسه‌ی کار و تأمین اجتماعی.

تشکینی، احمد، (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، تهران، انتشارات مؤسسه‌ی فرهنگی هنری دیباگران تهران.

سوری، علی، (۱۳۸۹)، اقتصادسنجی همراه با کاربرد نرم افزار Eviews7، تهران، انتشارات فرهنگ شناسی.

فدائی خوراسگانی، مهدی و نیری، سمیه (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر تحولات شاخص‌های منتخب فرهنگی بر رشد اقتصادی، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی، شماره‌ی اول، ۱۶۱-۱۳۵.

محمدی، تیمور، (۱۳۹۰)، خطای متداول در کاربرد مدل‌های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل ARDL (مدل خودرگرسیونی و توزیع با وقفه)، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۴۷، ۱۸۳-۱۶۳.

نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، تهران، انتشارات رسا.

Banerjee, A., Dolado, J.J., and Mestre, R. (1998) – 'Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework', Journal of Time Series Analysis, 19(3), 267- 283.

Burney NA, (1995), 'Socioeconomic Development and Electricity Consumption: a Cross-Country Analysis using the Random Coefficient Method', Energy Economics; 17(3):185–95.

Archive of SID
www.SID.ir

Comparative Denmark, India and Japan', Energy, 31(2-3):181–207.

Dahl C, Erdogan M, (1994). 'Oil Demand in the Developing World: Lessons from the 1980s Applied to the 1990s'. Energy Journal; 15(1), 69–78.

Ewing R, Rong F, (2008), 'The impact of urban form on U.S. Residential Energy use'. Housing Policy Debate; 19(1):1–30.

Halicioglu F, (2007), 'Residential Electricity Demand Dynamics in Turkey', Energy Economics; 29(2), 199–210.

Holtedahl P, Joutz F, (2004), 'Residential Electricity Demand in Taiwan', Energy Economics, 26(2), 201–24.

Hossain Sh, (2011), Panel Estimation for CO2 Emissions, Energy Consumption, Economic Growth, Trade Openness and Urbanization of Newly Industrialized Countries, Energy Policy, 39, 6991-6999.

Jones D, (1989). 'Urbanization and Energy use in Economic Development'. Energy Journal; 10(1), 29–44.

Kazim A.M, (2007), Assessments of Primary Energy Consumption and its Environmental Consequences in United Arab Emirates, Renewable and Sustainable Energy Reviews, 11, 426-446.

Lariviere I, Lafrance G, (1999). 'Modeling the Electricity Consumption of Cities: Effect of Urban Density', Energy Economic; 21(1), 53–66.

Lenzen M, Wier M, Cohen C, Hayami H, Pachauri S, Schaeffer R, (2006). A

Madlener R, Sunak Y, (2011), Impacts of Urbanization on Urban Structures and Energy Demand: What Can We Learn for Urban Energy Planning and Urbanization Management?, Sustainable Cities and Society, 1, 45-53.

Masih, A.M.M, and Masih, R, (1997), On the Temporal Causal Relationship between Energy Consumption, Real Income and Prices: Some new Evidence from Asian-Energy Dependent NICs Based on A Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach, Journal of Policy Modeling, 19, 417–440.

Mishra V, Smyth R, Sharma S, (2009), 'the Energy-GDP nexus: Evidence from a Panel of Pacific Island Countries', Resource and Energy Economics, 31(3), 210–220.

Pachauri S, Jiang L, (2008), 'The household Energy Transition in India and China', Energy Policy, 36(11), 4022–4035.

Pesaran, H., Y. Shin and R.J. Smith, 1996. Testing for the existence of a long-run relationship. Unpublished Manuscript. Department of Applied Economics. Working Paper, No. 9622. University of Cambridge.

Archive of SID

www.SID.ir

Shahbaz M. Lean H.H. (2012), Does Financial Development Increase Energy Consumption? The Role of Industrialization and Urbanization in Tunisia, Energy Policy, 40, 473-479.

Yaobin L, (2009), 'Exploring the Relationship between Urbanization and Energy Consumption in China using ARDL (autoregressive distributed lag) and FDM (factor Decomposition Model), Energy, 34, 1846–1854.

Archive of SID

www.SID.ir