Archive of SID

فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال هفتم / شماره‌ی ۲۷/ زمستان ۱۳۸۹/ صفحات ۴۶- ۱۹

بررسی رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و تولید صنعتی در ایران

سید عزیز آرمن *

دانشیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز saarman2@yahoo.com

پروانه کمالی

استادیار دانشگاه پیام نور kamalidehkordi@yahoo.com

رضا هیبتی

کارشناس ارشد اقتصاد rezaheibati@gmail.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۸۹/۶/۳۰

چکیده

در این مطالعه، رابطه‌ی هم انباشتگی و علیّت بین مصرف هر یک از حامل‌ها و کل مصرف نهایی انرژی در صنعت با تولید صنعتی در ایران، در یک چارچوب چند متغیره، با استفاده از رویکرد خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶ بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که تولید صنعتی، اشتغال و موجودی سرمایه در صنعت، متغیرهای مؤثر در بلندمدت برای کل مصرف نهایی در بخش صنعت و مصرف همه‌ی حامل‌های انرژی به غیر از زغال سنگ می‌باشند. نتایج VEC، نشان دهنده‌ی رابطه‌ی علیّت یک طرفه‌ی قوی از تولید صنعتی به طرف مصرف فرآورده‌های نفتی، برق و کل مصرف نهایی انرژی در صنعت است، در حالی‌که در رابطه با گاز طبیعی رابطه‌ی علیّت قوی دو طرفه بین مصرف گاز طبیعی در صنعت و تولید صنعتی به دست می‌آید. بنابراین، برای مصرف فرآورده‌های نفتی، مصرف برق و مصرف نهایی انرژی در صنعت، شواهدی در حمایت از فرضیه‌ی حفاظت از انرژی وجود دارد. از سوی دیگر فرضیه‌ی اثر برگشتی در ارتباط با مصرف گاز طبیعی برقرار می‌باشد. راهکار سیاست گذاری این یافته‌ها برای تصمیم‌گیران در حوزه‌ی برنامه‌ریزی‌های کلان این است که می‌توان سیاست‌های مربوط به حفاظت از انرژی را بدون نگرانی از آثار زیان بار روی رشد اقتصادی (صنعتی)، به کار گرفت.

طبقه بندی JEL: C22

کلید واژه: رابطه‌ی هم انباشتگی، رابطه‌ی علیّت، کل مصرف نهایی انرژی در صنعت، تولید صنعتی

---

*- نویسنده‌ی مسئول

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

انرژی به عنوان یک کالای نهایی برای مصرف کنندگان، هم‌چنین یک نهاده‌ی تولید در فرایند تولید بسیاری از کالاها و خدمات، نقش مهمی را در تصمیمات خانوارها و بنگاه‌ها ایفا می‌کند. در تئوری‌های جدید رشد (از جمله رویکرد بیوفیزیکی که توسط اقتصاددانان اکولوژیست ارائه شده است)، عامل انرژی نیز به عنوان یک نهاده وارد تابع تولید می‌شود، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست.

در حال حاضر بخش صنعت از بزرگ‌ترین بخش‌های مصرف کننده‌ی انرژی در ایران می‌باشد، به طوری‌که در سال ۱۳۸۶ بخش مذکور ۲۴/۳ درصد از کل مصرف نهایی انرژی کشور را به خود اختصاص داده است، در حالی که در همان سال، سهم ارزش افزوده‌ی صنعت در تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) تنها ۱۹/۱ درصد بوده است[۱]. از سوی دیگر سهم حامل‌های مختلف انرژی در تأمین مصرف بخش صنعت متفاوت است. برای مثال در سال ۱۳۸۶، در حدود ۶۰ درصد از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به وسیله‌ی گاز طبیعی تأمین شده است[۲]، از این رو انتظار می‌رود ضمن وجود رابطه‌ی بلندمدت و علیّت بین مصرف کل انرژی و تولید صنعتی، روابط مذکور در خصوص انواع حامل‌های انرژی، شامل فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، برق و زغال سنگ، متفاوت باشند. جهت رابطه‌ی علیّت بین مصرف حامل‌های انرژی و تولید صنعتی برای اقتصاد ایران به عنوان کشوری که یارانه‌ی قابل ملاحظه‌ای برای انرژی پرداخت می‌کند، از اهمیت زیادی برخوردار است. برای مثال اگر علیّت گرنجری یک طرفه از تولید صنعتی به طرف مصرف انرژی وجود داشته باشد، می‌تواند دلالت بر این داشته باشد که سیاست‌های مربوط به حفاظت از انرژی[۳] از قبیل برداشتن تدریجی یارانه‌ها یا اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، آثار نامطلوبی روی رشد اقتصادی ندارد. از سوی دیگر اگر علیّت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی به تولید صنعتی وجود داشته باشد، هر نوع سیاست سخت‌گیرانه‌ای که منجر به کاهش مصرف انرژی شود، با کاهش درآمد و تولید همراه خواهد بود (مهرآرا[۴]، ۲۰۰۷).

---

۱ - ترازنامه‌ی انرژی سال ۱۳۸۶، وزارت نیرو، ص ۲۵۰.

۲ - ترازنامه‌ی انرژی سال ۱۳۸۶، وزارت نیرو، ص ۲۵۱

3 - Energy Conservation Policies.

4 - Mehrara.

www.SID.ir

Archive of SID

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه‌ی بلندمدت و علیّت گرنجری بین مصرف حامل‌های انرژی و تولید صنعتی در یک چارچوب چند متغیره، با لحاظ کردن موجودی سرمایه و اشتغال، رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده‌ی[۱] (ARDL) پسران[۲] و پسران (۱۹۹۷)، و پسران و دیگران (۲۰۰۱) و مدل تصحیح خطا[۳] (ECM)، به‌کار گرفته می‌شود. در نظر گرفتن موجودی سرمایه و اشتغال، امکان جایگزینی بین مصرف انرژی با عوامل مذکور را فراهم می‌کند. از این رو در این مطالعه به‌دنبال پاسخ به سئوالات زیر هستیم:

۱. آیا رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین مصرف هر یک از حامل‌های انرژی و مصرف کل انرژی در صنعت با موجودی سرمایه، اشتغال و تولید صنعتی وجود دارد؟

۲. در صورت وجود رابطه‌ی بلندمدت، رابطه‌ی علیّت بین مصرف هر یک از حامل‌های انرژی و مصرف کل انرژی در صنعت با تولید صنعتی به چه صورت می‌باشد؟

مطالب این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. بخش دوم، مبانی نظری و ادبیات تجربی در خصوص رابطه‌ی بین مصرف انرژی و تولید (صنعتی) را ارائه می‌کند، بخش سوم، مروری بر مصرف انرژی در بخش صنعت ایران خواهد داشت، بخش چهارم، روش تحقیق به‌کار رفته در مقاله را بیان می‌کند و در بخش پنجم و ششم، به ترتیب نتایج تجربی و نتیجه‌گیری و راهکارهای سیاست‌گذاری ارائه می‌شوند.

۲- مبانی نظری و ادبیات تجربی

ارتباط بین اقتصاد و انرژی به چندین روش بیان شده است، که هر کدام نمایانگر زمینه‌ی تئوریکی و حوزه‌ی تحلیلی آن رویکرد می‌باشد[۴]. در تئوری رشد نئوکلاسیک، تمرکز روی قابلیت جانشینی یا مکملی بین انرژی و دیگر عوامل تولید و ارتباط متقابل بین انرژی، پیشرفت‌های فنی و بهره‌وری با استفاده از توابع تولیدکل یا بخشی (برای مثال برنت[۵]،۱۹۹۰) یا رویکردهای تعادل عمومی (برای مثال یورگنسن و ویلکوگسن[۶]،

1 - Autoregressive Distributed Lag.
2 - Pesaran.
3 - Error Correction Model .
۴ - برای مروری بر یافته‌های تئوریک و تجربی در زمینه رابطه ی بین رشد اقتصادی و انرژی، به Stern(2004) رجوع شود.
5 - Berndt.
6 - Jorgenson and Wilcoxen.

www.SID.ir

Archive of SID

۱۹۹۳؛ اسمولدرث و دی نویج[1]، ۲۰۰۳) می‌باشد. نئوکلاسیک‌ها معتقدند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و به‌طور مستقیم اثری بر رشد اقتصادی ندارد (استرن[2]، ۱۹۹۳).

در تئوری‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز به عنوان یک نهاده وارد مدل شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست. اقتصاددانان اکولوژیست در تمایز با تئوری نئوکلاسیک، با تأکید بر این نکته که محدودیت‌هایی در خصوص پیشرفت‌های فنی و قابلیت جایگزینی بین انرژی و دیگر عوامل تولید وجود دارد، دیدگاه متفاوتی را در مورد رابطه‌ی بین انرژی و اقتصاد اتخاذ کرده‌اند. آن‌ها اقتصاد را به‌صورت زیرمجموعه‌های ترمودینامیک باز در چارچوب یک اکوسیستم بسته از لحاظ مواد می‌دانند، که انرژی و مواد با آنتروپی پایین، به منظور تولید کالاها و مواد با آنتروپی بالا از محیط استخراج می‌شوند (دالی[3]، ۱۹۹۷). گالی و الساکا[4] (۲۰۰۴)، یک تابع تولید نئوکلاسیک، شامل موجودی سرمایه، نیروی کار و مصرف انرژی به عنوان عوامل تولید در نظر گرفتند. چنین تابعی نشان می‌دهد که در بلندمدت متغیرهای تولید، سرمایه، نیروی کار و مصرف انرژی ممکن است با یکدیگر روند حرکت مشترک داشته باشند. بنابراین به نظر می‌رسد که یک رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مذکور مبنی بر علیّت گرنجری وجود داشته باشد. به این ترتیب اگر تولید را تابعی از نهاده‌ی سرمایه، کار و انرژی در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$Q=f(K,L,E) \qquad (۱-۲)$$

در رابطه‌ی فوق، Q محصول ناخالص ملی، K نهاده‌ی سرمایه، L نهاده‌ی نیروی کار و E نهاده‌ی انرژی می‌باشد (نهاده‌ی E می‌تواند توسط مجموعه‌ای از عوامل نظیر نفت، گاز، برق، زغال سنگ و غیره تأمین شود که به حامل‌های انرژی مشهورند)، بنابراین سه نهاده‌ی سرمایه، کار و انرژی سبب تغییر در سطح تولید می‌شوند. هم‌چنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه‌ی مستقیمی وجود دارد، به‌عبارت دیگر، افزایش در هر یک از نهاده‌های مذکور تولید را افزایش می‌دهد. به بیان ریاضی:

1 - Smulders and de Nooij.
2 - Stern.
3 - Daly.
4 - Ghali and El-Sakka.

www.SID.ir

Archive of SID

$$\frac{\partial Q}{\partial E} > 0 \ , \ \frac{\partial Q}{\partial K} > 0 \ , \frac{\partial Q}{\partial L} > 0 \qquad (۲-۲)$$

ارتباط بین تولید، موجودی سرمایه، کار و انرژی در تابع تولید (۲-۱)، بیانگر این است که متغیرهای مذکور در مسیر حرکت بلندمدت[1] ممکن است با یکدیگر مرتبط باشند. علاوه بر این، تحلیل فوق پیشنهاد می‌دهد اگر پویایی‌های کوتاه مدت در رفتار عوامل تولید لحاظ شوند، با فرض ثبات سایر شرایط، تغییرات گذشته در موجودی سرمایه، نیروی کار و انرژی می‌تواند حاوی اطلاعات مفیدی برای پیش‌بینی تغییرات آینده‌ی تولید باشد. این مفاهیم ضمنی را می‌توان از طریق روش‌های هم انباشتگی و علیّت گرنجری چند متغیره[2] آزمون کرد (گالی و ال- ساکا، ۲۰۰۴).

تحقیقات در زمینه‌ی ارتباط بین تولید و مصرف انرژی با کار اولیه و ابتکاری کرفت و کرفت[3] (۱۹۷۸) با این نتیجه که در ایالات متحده رابطه‌ی علیّت گرنجری از درآمد به طرف مصرف انرژی وجود دارد، آغاز شد. بر این اساس، برخی از محققان، کشورهای متفاوتی را در طول دوره‌های زمانی مختلف و با استفاده از روش‌های متفاوت بررسی کرده‌اند. نتایج ناسازگار در ارتباط با جهت رابطه‌ی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ممکن است به دلایل مختلف، از جمله تفاوت‌های روش شناسی، دوره‌ی زمانی انتخاب شده، ساختار اقتصادی و مرحله‌ی توسعه یافتگی کشور مورد نظر و تفاوت در داده‌های به‌کار رفته، متفاوت باشند. از این رو به نظر می‌رسد اگر بخش‌های مختلف اقتصاد و منابع انرژی مختلف مورد بررسی قرار گیرد، این رابطه می‌تواند به‌طور مؤثرتری تحلیل شود. به‌عبارت دیگر با توجه به این که مطالعات قبلی انجام گرفته در ادبیات موضوع، رابطه‌ی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی را در یک سطح کلان در نظر گرفته و به نتایج متفاوتی رسیده‌اند، بررسی این رابطه در بخش صنعت ممکن است منجر به یافته‌های جدیدی در این زمینه شود. بر این اساس برخی مطالعات انجام گرفته در بخش صنعت مورد بررسی قرار می‌گیرند.

سویتاس و سری[4] (۲۰۰۷)، رابطه‌ی بین مصرف صنعتی برق و تولید صنعتی را در یک چار چوب چند متغیره طی دوره‌ی ۲۰۰۲-۱۹۶۸ در ترکیه بررسی کرده‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از این است که نیروی کار، سرمایه‌گذاری ثابت، مصرف برق و ارزش

1 - Long-run movement.
2 - Multivariate Cointegration and Granger- Causality.
3 - Kraft.
4 - Soytas and Sari .

www.SID.ir

Archive of SID

افزوده‌ی صنعت، از طریق سه بردار هم انباشتگی به یکدیگر مرتبط می‌باشند. نتایج مدل تصحیح خطا نشان دهنده‌ی علیّت یک طرفه از مصرف برق به ارزش افزوده‌ی صنعت می‌باشد.

باودن و پاینی[1] (۲۰۰۸)، با استفاده از داده‌های سالیانه طی دوره‌ی ۲۰۰۶-۱۹۴۹ رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی و تولید حقیقی را به‌طور کلی و بخشی در چارچوب یک مدل چند متغیره، در ایالات متحده بررسی کرده‌اند. آزمون علیّت بلندمدت تودا-یاماموتو[2]، نشان داد که رابطه‌ی مذکور در بخش‌های مختلف یکسان نیست. نتایج آن‌ها در رابطه با بخش نشان می‌دهد که مصرف صنعتی اولیه‌ی انرژی، علیّت گرنجری تولید حقیقی می‌باشد.

سری و دیگران[3] (۲۰۰۸)، رابطه‌ی بین حامل‌های مختلف انرژی، تولید صنعتی و اشتغال را در ایالات متحده با به‌کار گرفتن رویکرد خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع-شده (ARDL)، توسعه یافته توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱)، بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره‌ی ۲۰۰۵:۶-۲۰۰۱:۱، نشان دادند که تولید صنعتی حقیقی و اشتغال تقریباً عوامل مؤثر بلندمدت همه‌ی حامل‌های انرژی هستند.

زیرامبا[4] (۲۰۰۹) ارتباط بین مصرف حامل‌های انرژی، اشتغال و تولید صنعتی در آفریقای جنوبی طی دوره‌ی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ را با به‌کار گرفتن رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) بررسی کرد. به‌طور کلی نتایج آزمون کرانه‌ها وجود رابطه‌ی بلندمدت بین برخی از انواع حامل‌های انرژی، اشتغال و تولید صنعتی را تأیید می‌کند. به کارگیری روش تودا و یاماموتو (۱۹۹۵) در چارچوب یک مدل چند متغیره با گنجاندن سنجه ای از اشتغال، نشان دهنده‌ی علیّت دو طرفه بین تولید صنعتی و مصرف فرآورده‌های نفتی بود. هم‌چنین برای دیگر انواع انرژی، شواهدی مبنی بر صحّت فرضیه‌ی خنثی بودن وجود داشت.

زمانی[5] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای دیگر به بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته است. نتایج مطالعه‌ی وی در زمینه‌ی بخش صنعت حاکی از این بود که رابطه‌ی علیّت

1 - Bowden and Payne.
2 - Toda and Yamamoto.
3 - Sari et.al.
4 - Ziramba.
5 - Zamani.

www.SID.ir

Archive of SID

بلندمدت از ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به کل مصرف نهایی انرژی، برق، گاز و فرآورده‌های نفتی و هم‌چنین رابطه‌ی علیّت از مصرف گاز به ارزش افزوده‌ی بخش صنعت وجود دارد. هم‌چنین رابطه‌ی علیّت کوتاه مدت از ارزش افزوده‌ی صنعت به مصرف نهایی انرژی و فرآورده‌های نفتی وجود دارد.

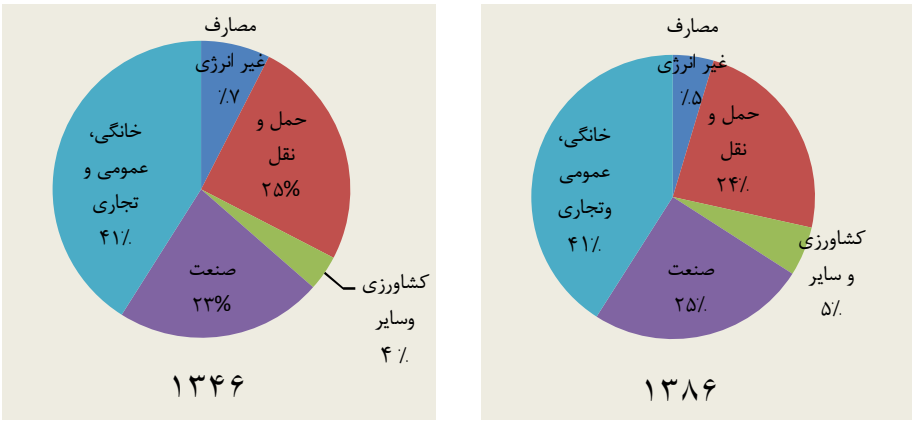
آماده و دیگران (۱۳۸۸)، با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM)، وجود رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه مدت بین مصرف نهایی انرژی با رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۵۰، را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل در خصوص بخش صنعت نشان داد که یک رابطه‌ی علیّت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به رشد ارزش افزوده در این بخش وجود دارد.

۳- مروری بر مصرف انرژی در بخش صنعت

امروزه یکی از شاخص‌های توسعه‌ی اقتصادی جوامع، افزایش سهم صنعت در تولید ناخالص ملی است. از سوی دیگر، کشورهای پیشرفته بزرگ‌ترین مصرف کننده‌ی انرژی هستند. این خود نشان می‌دهد در فرایند توسعه‌ی اقتصادی و صنعتی شدن، مصرف انرژی در بخش صنعت و در کل افزایش خواهد یافت، بنابراین در طی دوران رشد بسیاری از کشورها، بخش صنعت از پرمصرف‌ترین بخش‌های اقتصاد بوده و سپس به تدریج با ایجاد تغییرات ساختاری و افزایش سهم بخش خدمات در کل اقتصاد، سهم مصرف انرژی در بخش صنعت نیز کاهش یافته است. در سال ۱۳۴۶، بخش خانگی و تجاری ۴۱ درصد از مصرف نهائی انرژی را به خود اختصاص داده بود. این در حالی است که بخش‌های صنعت، حمل و نقل و کشاورزی به ترتیب ۲۵، ۲۴ و ۶ درصد از انرژی نهائی را مصرف کرده‌اند، بقیه‌ی انرژی مصرفی شامل مصارف غیر انرژی سوخت‌های مختلف می‌باشد. بر این اساس سهم بخش خانگی و تجاری بسیار بیش‌تر از سایر بخش‌ها بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID



مأخذ: ترازنامه‌ی انرژی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵، وزارت نیرو امور انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی

نمودار ۱- مقایسه‌ی سهم بخش‌های مختلف از مصرف انرژی

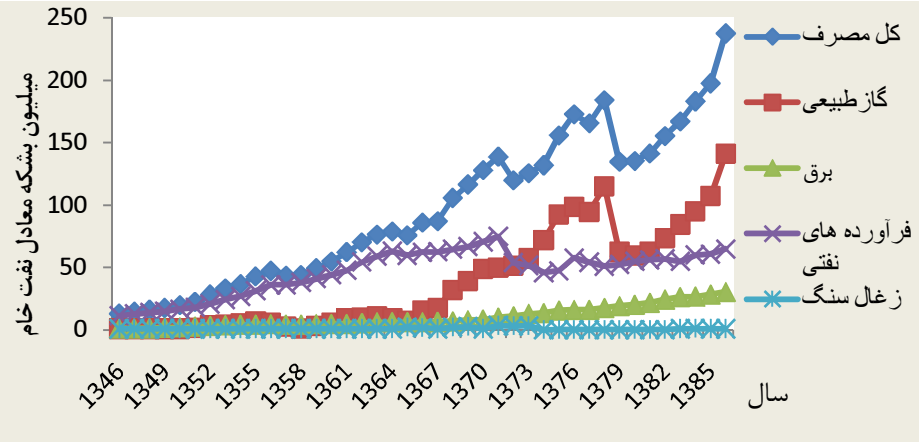
همان طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود نسبت‌های مذکور در سال ۱۳۸۶ تغییر چندانی نداشته‌اند، به‌طوری‌که هم‌چنان بخش خانگی، تجاری و عمومی بیش‌ترین سهم را دارند و به‌دنبال آن‌ها بخش حمل و نقل قرار گرفته است. با وجود این که سهم مصرف انرژی در بخش‌های مختلف در طول دوره تقریباً ثابت باقی مانده، اما میزان مصرف به‌طور مطلق در بیش‌تر بخش‌ها افزایش چشم‌گیر یافته، به‌طوری‌که در بخش صنعت مصرف انرژی طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶، از ۱۲/۹ میلیون بشکه معادل نفت‌خام، به ۲۳۷ میلیون بشکه معادل نفت‌خام رسیده است.

۳-۱- بررسی روند و سهم حامل‌های انرژی در الگوی مصرف بخش صنعت

حامل‌های انرژی مورد مصرف در بخش صنعتی کشور فراورده‌های نفتی، گاز طبیعی، سوخت‌های جامد و برق هستند. نمودار (۲)، روند مصرف حامل‌های انرژی و کل مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID



مأخذ: ترازنامه‌ی انرژی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵، وزارت نیرو امور انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی

نمودار ۲- روند مصرف حامل‌های انرژی و کل مصرف نهایی در بخش صنعت

در طول دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶، فرآورده‌های نفتی تا سال ۱۳۷۲ بیش‌ترین سهم را در میان سایر حامل‌ها به خود اختصاص داده‌اند و از آن سال به بعد، مصرف گاز طبیعی نسبت به دیگر حامل‌ها افزایش یافته است. در سال ۱۳۷۹، کاهش چشم‌گیری در مصرف گاز طبیعی روی داده، به‌طوری‌که سهم گاز طبیعی را از ۶۲/۴ درصد در سال ۷۸، به ۴۶/۴ درصد رسانده و هم‌چنین سبب کاهش در کل مصرف بخش صنعت شده است. برق نیز همواره به عنوان یکی از حامل‌های انرژی در صنعت مورد استفاده قرار گرفته است. در طول دوره‌ی مورد بررسی ۱۳۸۶- ۱۳۴۶، سهم برق مصرفی صنعت از کل انرژی مصرفی این بخش نوسان چندانی ندارد. به‌طور کلی طی دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶، متوسط سهم فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، برق و سوخت‌های جامد به ترتیب برابر است با: ۶۱/۳، ۲۷/۷، ۱۰/۵ و ۵۵/ درصد.

بنابراین فرآورده‌های نفتی، سوخت مصرفی عمده‌ی بخش صنعت در طول دوره بوده است. بعد از آن گاز طبیعی به عنوان سوخت اصلی مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به روند سال‌های اخیر، به نظر می‌رسد که گاز طبیعی به عنوان سوخت اصلی بخش صنعت مطرح شود. همان طورکه در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، در سال ۱۳۸۶

www.SID.ir

Archive of SID

گاز طبیعی ۱۴۱ میلیون بشکه معادل نفت‌خام (حدود ۶۰ درصد) از مصرف انرژی در صنعت را به خود اختصاص داده است.

۴- روش تحقیق

یکی از الگوهای پویای متناسب با رابطه‌ی ایستای بلندمدت، الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده است، که برآوردهای نسبتاً نااریبی از ضرایب بلندمدت ارائه می‌دهد. یک الگوی $ARDL(p,q_1,q_2,\ldots,q_k)$ در شکل ساده به صورت رابطه (۱) نشان داده می‌شود (پسران و پسران، ۱۹۹۷):

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0+\sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,qi)Xit+\delta w_t+u_t \qquad (۱)$$

که در آن، α_0 مقدار ثابت، Y_t متغیر وابسته و L عملگر وقفه است. به‌طوری‌که $L^jY_t=Y_{t-j}$ می‌باشد. w_t برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی)، نظیر متغیر روند، متغیرهای مجازی و متغیرهای برون زا با وقفه‌های ثابت است. p تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q_i تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است. هم چنین در الگوی بالا:

$$\alpha(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 -\ldots -\alpha_P L^P \qquad (۲)$$

$$\beta_i(L,q_i)= \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2}L^2+\ldots +\beta_{iq_i} L^{q_i}\ i=1,2,...,k \qquad (۳)$$

تعداد وقفه‌های به کار رفته برای هر یک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از معیارهای آکائیک[1]، شوارز – بیزین[2] یا حنان –کوئین[3]، تعیین کرد.

وجود رابطه‌ی هم انباشتگی بین برخی از معادلات، علاوه بر این که احتمال کاذب بودن رابطه را منتفی می‌کند، بر وجود علیّت گرنجری حداقل در یک جهت دلالت دارد، ولی جهت رابطه‌ی علیّت بین متغیرها را نشان نمی‌دهد. رویکرد VEC، به ما اجازه می‌دهد تا علاوه بر تعیین مسیر علیّت گرنجری، بین علیّت کوتاه مدت و بلندمدت تمایز قائل شویم. جملات تصحیح خطا در مدل VEC کانال اضافی برای علیّت گرنجری به‌وجود می‌آورد، که به‌طور کامل به‌وسیله‌ی آزمون‌های استاندارد علیّت گرنجری نادیده گرفته می‌شود. (مهرآرا، ۲۰۰۷)

1 - Akaike.
2 - Schwartz Bayesian.
3 - Hannan and Quinn.

www.SID.ir

Archive of SID

در این‌جا به منظور بررسی جهت علیّت گرنجری بین متغیرها، از الگوی تصحیح خطا استفاده می‌شود. برای این منظور شکل کلی الگوهای زیر برای بررسی علیّت گرنجری بین متغیرها استفاده می‌شود:

$$\Delta LVA_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i}\, \Delta LVA_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{1i}\, \Delta LEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{1i}\, \Delta LKS_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{1i}\, \Delta LEM_{t-i} + \lambda_1 \mathrm{ECT}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۴)$$

$$\Delta LEN_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i}\, \Delta LVA_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{2i}\, \Delta LEN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \delta_{2i}\, \Delta LKS_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{2i}\, \Delta LEM_{t-i} + \lambda_2 \mathrm{ECT}_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad (۵)$$

که LVA، LKS، LEN و LEM، به ترتیب نشان دهنده‌ی لگاریتم ارزش افزوده، لگاریتم موجودی سرمایه، لگاریتم مصرف انرژی و لگاریتم اشتغال در صنعت می‌باشند. Δ، نشان دهنده‌ی عامل تفاضلی،ECT جمله‌ی تصحیح خطای با وقفه، λ_i ضرایب تعدیل، ε_{it} جملات اخلال، p طول وقفه و α_i عرض از مبدأ هستند. طول وقفه بهینه در مدل‌های فوق را می‌توان طبق پیشنهاد پسران و دیگران (۲۰۰۱) بر اساس معیار شوارز (SBC) تعیین کرد. هم‌چنین می‌توان یک منبع علیّت را با آزمون معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه در معادلات (۴) و (۵) شناسایی کرد. به‌عبارت بهتر با آزمون $H_0 : \gamma_{1i} = 0$ به ازای همه‌ی i ها در معادله‌ی (۴)، یا $H_0 : \gamma_{2i} = 0$ به ازای همه‌ی i ها در معادله‌ی (۵)، علیّت گرنجری ضعیف را ارزیابی می‌کنیم. این آزمون را می‌توان با استفاده از آزمون F استاندارد یا والد انجام داد. مسیح و مسیح[1] (۱۹۹۶) و اسافو – ادجایه[2] (۲۰۰۰)، از علیّت گرنجری ضعیف[3] به عنوان علیّت کوتاه مدت استفاده کرده‌اند. منبع محتمل دیگر علیّت جملات ECT در معادلات فوق می‌باشند. به‌عبارت دیگر، از طریق ECT کانال اضافی برای علیّت مطرح می‌باشد. ضرایب ECT، نشان می‌دهند که انحرافات از تعادل بلندمدت، به‌دنبال تغییر در هر متغیر، با چه سرعتی تعدیل می‌شوند. برای مثال اگر λ_1 صفر باشد، آن‌گاه LVA نسبت به انحراف از تعادل بلندمدت در دوره‌ی قبل واکنش نشان نمی‌دهد. در حقیقت $\lambda_1 = 0$ یا $\lambda_2 = 0$ مترادف با عدم وجود علیّت گرنجری در بلندمدت (هاتاناکا، ۱۹۹۶)[4] می‌باشد. این مسئله را می‌توان از طریق آزمون t ساده ارزیابی کرد. هم‌چنین می‌توان به منظور آزمون علیّت گرنجری این

1 - Masih.
2 - Asafu-Adjaye.
3 - Weak Granger Causality.
4 - Hatanaka.

www.SID.ir

Archive of SID

مسئله را که آیا دو منشأ علیّت به‌طور هم‌زمان معنی‌دار هستند یا خیر، بررسی کرد. این مسئله را می‌توان با آزمون فرضیه‌ی مشترک $H_0: \gamma_{1i}=\lambda_1=0$ برای همه‌ی iها در معادله‌ی (۴)، یا فرضیه‌ی مشترک $H_0: \gamma_{2i}=\lambda_2=0$ برای همه‌ی iها در معادله‌ی (۵)، بررسی کرد. این مسئله به عنوان آزمون علیّت قوی[1] مطرح می‌شود. آزمون مشترک نشان می‌دهد که به دنبال شوک به سیستم، کدام متغیر(ها) بار تعدیل کوتاه مدت برای تثبیت دوباره‌ی تعادل بلندمدت را تحمل می‌کنند (اسافو - ادجایه، ۲۰۰۰). آزمون این قیدها را می‌توان با استفاده از تابع آزمون F یا والد انجام داد. اگر هیچ علیّتی وجود نداشته باشد، آن‌گاه فرضیه‌ی خنثی بودن برقرار است.

۵- نتایج تجربی

یکی از روش‌های پذیرفته شده در تحلیل سری‌های زمانی که مستلزم انباشته بودن متغیرها از مرتبه‌ی اول می‌باشد، توسط انگل و گرنجر[2] (۱۹۸۷) معرفی شد. رویکردی که معمولاً در حالت چند متغیره به کار می‌رود، توسط یوهانسن (۱۹۸۸،۱۹۹۱) و یوهانسن و یوسیلیوس[3] (۱۹۹۰) معرفی شده است. از سوی دیگر روش انتخاب شده در این مطالعه، رویکرد ARDL، که بر مبنای تخمین یک مدل تصحیح خطای غیر مقید می‌باشد، چندین مزیت نسبت به رویکردهای جایگزین از قبیل روش دو مرحله‌ای بر اساس باقی مانده‌های انگل و گرنجر (۱۹۸۷) و رویکرد سیستمی یوهانسن (۱۹۹۱، ۱۹۸۸) و یوهانسن و یوسیلسیوس (۱۹۹۰) دارد.

از جمله این که ۱) پاتیچس[4] (۱۹۹۹)، استدلال کرده است که انتظار می‌رود[5] UECM خصوصیات آماری بهتری داشته باشد، زیرا پویایی‌های کوتاه مدت را همانند تکنیک انگل و گرنجر (۱۹۸۷) به جمله‌ی باقی مانده منتقل نمی‌کند؛ ۲) این روش را می‌توان بر خلاف تکنیک انگل و گرنجر (۱۹۸۷) و رویکرد یوهانسن، برای مطالعات با حجم نمونه‌ی محدود به‌کار گرفت (ماح[6]، ۲۰۰۰)؛ ۳) این رویکرد صرف نظر از این که سری‌های زمانی تحت بررسی، $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، قابلیت کاربرد دارد، مشروط بر این

1- Strong Granger Causality.
2 - Engle and Granger Two –Step Residual-Based Procedure.
3 - Johansen and Juselius.
4 - Pattichis.
5 - Unrestericted Error Correction Model..
6 - Mah.

www.SID.ir

Archive of SID

که هیچ یک از متغیرها انباشته از مرتبه‌ی دوم I(۲)، نباشند (ماح، ۲۰۰۰)، این مسأله در مطالعه‌ی حاضر در ابتدا با انجام آزمون ریشه‌ی واحد مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۵-۱- داده‌ها و آزمون ریشه‌ی واحد

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه سری زمانی متغیرهای لگاریتم ارزش افزوده‌ی صنعتی به عنوان جایگزینی از تولید صنعتی (LVA)، بر حسب میلیارد ریال و بر مبنای قیمت‌های ثابت سال پایه‌ی ۱۳۷۶، لگاریتم اشتغال صنعتی بر حسب هزار نفر (LEM)، لگاریتم موجودی سرمایه در صنعت (LKS)، بر حسب میلیارد ریال و بر مبنای قیمت‌های ثابت سال پایه‌ی ۱۳۷۶، لگاریتم کل مصرف نهایی انرژی در صنعت (LTE)، لگاریتم مصرف حامل‌های انرژی در صنعت شامل فرآورده‌های نفتی (LPP)، گاز طبیعی (LNG)، برق (LEL) و زغال سنگ (LCO) در طول دوره‌ی ۱۳۸۶- ۱۳۴۶، می‌باشند. داده‌های مصرف انرژی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت‌خام محاسبه شده‌اند که از ترازنامه‌ی انرژی در سال ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ به‌دست آمده‌اند. داده‌های مربوط به ارزش افزوده‌ی صنعت از بانک مرکزی ایران و آمار مربوط به تخمین اشتغال و موجودی سرمایه در صنعت از بانک مرکزی و مطالعه‌ی انجام شده توسط امینی و دیگران (۱۳۸۴، ۱۳۸۵) به دست آمده‌اند.

برای تعیین مرتبه‌ی انباشتگی سری‌ها، آزمون‌های ریشه‌ی واحد تعمیم یافته دیکی و فولر (۱۹۹۷) ADF، و آزمون فیلیپس و پرون (۱۹۸۸) PP به‌کار گرفته شده‌اند. نتایج مربوط به این آزمون‌ها در جدول (۱) آمده است. همان طور که ملاحظه می‌شود، بر اساس آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون، همه‌ی متغیرها انباشته از درجه‌ی واحد هستند.

غیر از مقدار بحرانی DLKS که در سطح اهمیت ۱۰درصد ارائه شده است، سایر مقادیر بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد قرار دارند. در جدول مذکور مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد هستند، D در ابتدای متغیرها نشان دهنده‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول آن

www.SID.ir

Archive of SID

متغیر است، LL نشان دهنده‌ی طول وقفه و BW نشان دهنده‌ی پهنای مرز می‌باشد، طول وقفه بر حسب معیار شوارز-بیزین و پهنای مرز برحسب اصل بارتلت انتخاب است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد

متغیر	ADF تابع آزمون (LL)	مقدار بحرانی	PP تابع آزمون (BW)	مقدار بحرانی
LVA	-۲/۹۱(۱)	-۳/۵۳۸	-۲/۹۳(۳)	-۳/۱۷۴
LTE	-۲/۷۳(۰)	-۳/۵۴۳	-۲/۰۱(۳)	-۳/۵۲۴
LNG	-۳/۱۰(۱)	-۳/۵۴۲	-۲/۴۳(۳)	-۳/۵۲۴
LPP	-۲/۳۵(۰)	-۳/۵۳	-۱/۸۱(۳)	-۳/۵۲۴
LEL	-/۵۲ (۰)	-۲/۹۴	-۲/۳۵(۳)	-۳/۵۲۴
LCO	-۲/۳۷(۰)	-۳/۵۳۸	-۲/۹۳(۳)	-۳/۵۲۴
LKS	-۳/۴۴(۱)	-۳/۵۴۳	-۲/۱۰(۳)	-۳/۵۲۴
LEM	-۱/۷۱(۰)	-۳/۵۴۲	-۱/۳۶(۳)	-۳/۵۲۴
DLVA	-۵/۰۲(۱)	-۲/۹۴۷	-۴/۶۲(۳)	-۲/۹۳۷
DLTE	-۵/۰۱(۰)	-۲/۹۴۷	-۵/۲۶(۳)	-۲/۹۳۸
DLNG	-۴/۵۶(۰)	-۲/۹۴۷	-۴/۶۸(۳)	-۲/۹۳۷
DLPP	-۴/۴۹(۰)	-۲/۹۴۷	-۴/۷۶(۳)	-۲/۹۳۷
DLEL	-۴/۵۷(۴)	-۲/۹۴۷	-۴/۲۷(۳)	-۲/۹۳۷
DLCO	- ۶/۹۷(۰)	-۲/۹۴۷	-۷/۸۷(۳)	-۲/۹۳۸
DLKS	-۲/۷۹(۱)	-۲/۶۰۸	-۱/۶۸(۳)	-۱/۶۲
DLEM	-۳/۵۲(۰)	-۲/۹۴۷	-۳/۷۳(۳)	-۲/۹۳۸

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۲- رویه‌ی آزمون ARDL و نتایج

در این‌جا ابتدا به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی و تولید صنعتی پرداخته می‌شود، آن‌گاه با به دست آوردن اطلاعاتی در مورد رابطه‌ی بین

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف هر یک از حامل‌های انرژی در صنعت و تولید صنعتی، رابطه‌ی بین مصرف کل انرژی در صنعت با تولید صنعتی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. رویکرد ARDL شامل سه مرحله می‌باشد. اولین مرحله، آزمون وجود هم انباشتگی بین متغیرها با به‌کار گرفتن رویکرد آزمون کرانه‌هاست، (پسران و پسران، ۱۹۹۷؛ پسران و دیگران، ۲۰۰۱) رگرسیون‌های زیر بدون داشتن اطلاعات قبلی درباره‌ی مسیر رابطه‌ی بلندمدت بین تولید صنعتی و مصرف حامل‌های انرژی، شکل می‌گیرند:

$$\Delta LVA_t = \alpha_{0indp} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1indp}\ \Delta LVA_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2indp}\, \Delta LEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{3indp}\ \Delta LEM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{4indp}\ \Delta Lks_{t-i} + \sigma_{1indp} LVA_{t-1} + \sigma_{2indp}\, LEN_{t-1} + \sigma_{3indp}\, LEM_{t-1} + \sigma_{4indp} Lks_{t-1} \quad (۶)$$

$$\Delta LEN_t = \alpha_{0en} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_{1en}\ \Delta LEN_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{2en}\ \Delta LVA_{t-i} + \sum_{i=0}^{n} \alpha_{3en}\ \Delta LEM_{t-i} \sum_{i=0}^{n} \alpha_{4en}\ \Delta Lks_{t-i} + \sigma_{1en}\, LEN_{t-1} + \sigma_{2en}\, LVA_{t-1} + \sigma_{3en}\, LEM_{t-1} + \sigma_{4en} Lks_{t-1} \quad (۷)$$

که LEN نشان دهنده‌ی حامل انرژی تحت بررسی و تعریف سایر متغیرها مشابه با قبل می‌باشد. پارامترهای α_1، α_2، α_3، α_4 ضرایب کوتاه مدت و σها ضرایب بلندمدت متناظر با مدل ARDL مربوطه هستند. فرضیه‌ی صفر «عدم وجود هم انباشتگی» در معادلات فوق عبارت است از:

$$\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \sigma_4 = 0 \quad (۸)$$

این فرضیه با استفاده از تابع آزمون F، سنجیده می‌شود. تابع آزمون F در شرایطی که بعضی از متغیرها یا تمام آن‌ها مانا نیستند، توزیع غیر استاندارد دارد، که در این شرایط توزیع F به عوامل مختلفی وابسته است که این عوامل عبارتند از: ۱) متغیرهای مدل، I(0) یا I(۱) باشند؛ ۲) تعداد رگرسورها؛ ۳) مدل ARDL شامل عرض از مبدأ و (یا) روند زمانی باشد و ۴) اندازه‌ی نمونه.

دو گروه از مقادیر بحرانی در پسران و پسران (۱۹۹۷) و پسران و دیگران (۲۰۰۱)، با توجه به معیارهای اول تا سوم ارائه شده است. این مقادیر بحرانی برای نمونه‌هایی با تعداد ۵۰۰ و ۱۰۰۰ مشاهده و جایگزینی‌های ۲۰۰۰۰ و ۴۰۰۰۰ محاسبه شده‌اند. نارایان[1] (۲۰۰۴a, ۲۰۰۴b)، استدلال کرده است از آن جایی که مقادیر بحرانی موجود بر حسب نمونه‌های بزرگ محاسبه شده‌اند، نمی‌توان آن‌ها را برای نمونه‌های با حجم

1 -Narayan.

www.SID.ir

Archive of SID

کوچک به‌کار برد، بنابراین با توجه به حجم نمونه‌ی نسبتاً محدود در این مطالعه (۴۱ مشاهده)، مقادیر بحرانی دقیق متناظر با ۴۰ مشاهده از نارایان (۲۰۰۴a) استخراج شده‌اند. در جدول (۲) مشاهده می‌شود که تابع آزمون F در شرایطی که گاز طبیعی (LNG)، فرآورده‌های نفتی (LPP) و برق (LEL) متغیر وابسته هستند، از نظر آماری معنی‌دار است. هم‌چنین در مدل‌هایی که تولید صنعتی، به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده، تنها در حالتی که گاز طبیعی، موجودی سرمایه و اشتغال، متغیرهای مؤثر در بلندمدت هستند، تابع آزمون معنی‌دار است.

جدول ۲- نتایج آزمون کرانه‌ها مربوط به انواع حامل‌های انرژی در صنعت

تابع آزمون **F**	فرضیه‌ی هم انباشتگی
*۳/۹۵F	$(\mathbf{LVA_t}/\mathbf{LNG_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
۱/۷۴	$F(\mathbf{LVA_t}/\mathbf{LPP_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
۱/۷۲	$F(\mathbf{LVA_t}/\mathbf{LEL_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
۱/۷۳	$F(\mathbf{LVA_t}/\mathbf{LCO_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
۳/۹۷*	$F(\mathbf{LNG_t}/\mathbf{LVA_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
***۷/۲۰	$F(\mathbf{LPP_t}/\mathbf{LVA_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
۴/۱۰**	$F(\mathbf{LEL_t}/\mathbf{LVA_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
۱/۷۰	$F(\mathbf{LCO_t}/\mathbf{LVA_t}, \mathbf{LKS_t}, \mathbf{LEM_t})$
مقادیر بحرانی	1% 5% 10%
	I(0) I(1) I(0) I(1) I(0) I(1)
	۳/۴۵ ۲/۵۹ ۴/۰۸ ۳/۱۰ ۵/۵۴ ۴/۳۱

علامت‌های ***، **، * به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌دار بودن در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد می‌باشند. مقادیر بحرانی از نارایان (۲۰۰۵) مربوط به حالت II (بدون روند و عرض از مبدأ مقید) و برای k=3 و n=40 استخراج شده‌اند.

مأخذ: نتایج تحقیق

این نتیجه با توجه به این که گاز طبیعی سهم قابل توجهی از مصرف انرژی در بخش صنعت را به‌خود اختصاص داده است، دور از انتظار نیست. در مورد زغال سنگ هیچ رابطه‌ی بلندمدتی مشاهده نشد، که می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که زغال سنگ عمدتاً به‌طور مستقیم در فرایند تولید به کار برده نمی‌شود. با شناسایی روابط

www.SID.ir

Archive of SID

بلندمدت در مورد هر یک از حامل‌های انرژی، اکنون رابطه‌ی مربوط به کل انرژی مصرفی در صنعت با تولید صنعتی را مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج جدول (۳)، نشان می‌دهد تنها مدلی که در آن مصرف انرژی به عنوان متغیر وابسته می‌باشد (بر اساس آزمون کرانه‌ها)، معنی‌دار است. این یافته با نتایج مربوط به حامل‌های انرژی سازگار است.

جدول ۳- نتایج آزمون کرانه‌ها مربوط به کل مصرف انرژی در صنعت

تابع آزمون **F**	فرضیه‌ی هم انباشتگی
۴/۵۶**	$F(\mathbf{LTE_t/LVA_t, LKS_t, LEM_t})$
۱/۵۹	$F(\mathbf{LVA_t/ LTE_t, LKS_t, LEM_t})$

علامت‌های ***، **، * به‌ترتیب نشان‌دهنده‌ی معنی‌دار بودن در سطح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد می‌باشند. مقادیر بحرانی از نارایان (۲۰۰۵) مربوط به حالت II (بدون روند و عرض از مبدأ مقید) و برای $k=3$ و $n=40$ استخراج شده‌اند.

مأخذ: نتایج تحقیق

مرحله‌ی دوم و سوم به ترتیب تخمین ضرایب روابط بلندمدت و پویای کوتاه مدتی است که در مرحله‌ی اول شناسایی شده‌اند. با تشخیص نوع روابط بلندمدت بین متغیرها در مرحله‌ی اول، اکنون به تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت بر اساس مدل ARDL برگزیده شده می‌پردازیم.

$$\mathrm{LVA_t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{h} \alpha_{1i}\, \mathrm{LVA_{t-}}_i + \sum_{i=0}^{z} \delta_{1i}\, \mathrm{LNG}_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \beta_{1i}\, \mathrm{LE}M_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \varphi_{1i}\, \mathrm{Lk}s_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (۹)$$

$$\mathrm{LE}N_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{h} \beta_{1i}\, \mathrm{LE}N_{t-i} + \sum_{i=0}^{z} \varphi_{1i}\, \mathrm{LVA_{t-i}} + \sum_{i=0}^{r} \alpha_{1i}\, \mathrm{LE}M_{t-i} + \sum_{i=0}^{l} \gamma_{1i} Lks_{t-i} + \varepsilon_{2t} \qquad (۱۰)$$

در این‌جا که LEN نشان دهنده‌ی لگاریتم مصرف هر یک از حامل‌های انرژی (غیر از زغال سنگ) و مصرف کل انرژی می‌باشد. طول وقفه‌ی بهینه طبق پیشنهاد پسران و دیگران (۲۰۰۱) بر مبنای معیار شوارز- بیزین (SBC) معین شده است. هم‌چنین با در نظر گرفتن این که داده‌های این مطالعه سالیانه و حجم نمونه نسبتاً محدود می‌باشد، ماکزیمم وقفه برابر با ۳ انتخاب شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

در قسمت اول و دوم از جدول (۴)، نتایج مربوط به تخمین ضرایب بلندمدت و تخمین ضرایب پویای کوتاه مدت ارائه شده‌اند. این نتایج برای اجتناب از طولانی شدن بحث تنها در حالتی که تولید صنعتی به عنوان متغیر وابسته است، ارائه شده‌اند. بر اساس قسمت اول این جدول، اثر بلندمدت مصرف گاز طبیعی (LNG)، موجودی سرمایه (LKS) و اشتغال (LEM) روی تولید صنعتی مثبت و معنی‌دار می‌باشد، به‌طوری‌که ۱ درصد افزایش در مصرف گاز طبیعی، درحدود ۱۳/ ۰ درصد ارزش افزوده‌ی این بخش را افزایش می‌دهد، ولی می‌توان با مقایسه‌ی کشش‌های بلندمدت به این نتیجه رسید که موجودی سرمایه و اشتغال نسبت به گاز طبیعی از اهمیت بیش‌تری برخوردار است. نتایج کوتاه مدت در قسمت دوم بر حسب علامت و معنی‌دار بودن آماری، به طور معمول با یافته‌های بلندمدت سازگارند. بررسی نتایج سایر مدل‌ها نشان می‌دهد که اثر بلندمدت تولید صنعتی روی مصرف حامل‌های انرژی و مصرف کل انرژی در صنعت، مثبت و معنی‌دار است. در همه‌ی معادلات، جمله‌ی تصحیح خطا، ecm(-۱)، منفی و معنی‌دارست. این جمله نشان دهنده‌ی سرعت فرایند تعدیل برگشت به تعادل، به‌دنبال ایجاد اختلال در رابطه‌ی تعادلی بلندمدت است. این جمله در حقیقت نشان می‌دهد که متغیرها با چه سرعتی به سمت تعادل بر می‌گردند. مقدار بزرگ‌تر (به‌صورت مطلق) بر فرایند تعدیل سریع‌تر دلالت دارد. برای مثال مدل با گاز طبیعی،

جدول ۴- تخمین ضرایب بلندمدت و مدل تصحیح خطای کوتاه مدت (متغیر وابسته: تولیدصنعتی، ARDL(2,0,0,1))

متغیر توضیحی	ضریب	انحراف	معیار نسبت [Tحد احتمال]
الف) ضرایب تخمینی			
LNG	۰/۱۳	۰/۰۳	۳/۶۹[۰/۰۰۱]
LKS	۰/۵۲	۰/۰۹	۵/۷۴[۰/۰۰۰]
LEM	۰/۷۷	۰/۱۷	۴/۵۹[۰/۰۰۰]
INPT	-۲/۰۶	۱/۰۳	- ۲/۰۰[۰/۰۵۴]
ب) نمایش تصحیح خطا برایARDL انتخابی			
ΔLVA1	۰/۲۳	۰/۱۰	۲/۲۸[۰/۰۳۰]
ΔLNG	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۳۳[۰/۰۲۰]
ΔLKS	۰/۲۲	۰/۰۵	۳/۷۷[۰/۰۰۱]
ecm(-1)	-۰/۴۳	۰/۰۹	-۴/۴۸[۰/۰۰۰]

مأخذ: نتایج تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

به عنوان متغیر توضیحی، نشان می‌دهد. که تقریباً ۴۳ درصد از عدم تعادل سیستم در سال قبل، در سال جاری به تعادل بلندمدت برگشت می‌کند. این میزان برای معادلات شامل فرآورده‌های نفتی، برق و کل مصرف انرژی تقریباً به ترتیب برابر با ۵۲، ۲۳ و ۲۹ درصد است[۱].

۳-۵- نتایج آزمون علیّت گرنجری

در جداول (۵) تا (۸)، نتایج مربوط به بررسی علیّت گرنجری ارائه شده‌اند[۲]. در این جداول در معادلاتی که رابطه‌ی بلندمدت بین آن‌ها بر اساس نتایج بخش (۲-۵) به اثبات رسیده است، جملات تصحیح خطا (ECM) در معادلات آن‌ها لحاظ و نتایج مربوط به توابع آزمون t و آزمون والد مشترک در این موارد گزارش شده‌اند. از این رو معنی‌دار بودن مقادیر تابع آزمون t مربوط به ضرایب جملات تصحیح خطای با وقفه، نشان دهنده‌ی وجود علیّت بلندمدت است، هم‌چنین وجود علیّت مشترک[۳] (توأم)، بر اساس معنی‌دار بودن تابع آزمون والد مشترک مشخص می‌شود. از سوی دیگر علیّت گرنجری کوتاه مدت مربوط به متغیرهای توضیحی با وقفه، بر اساس معنی‌دار بودن تابع آزمون والد در مدل VEC معین می‌شود. اما در معادلاتی که رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها وجود ندارد، برای تعیین علیّت گرنجری کوتاه مدت، از تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در چارچوب مدل VAR[۴] استفاده شده است. جدول (۵)، مربوط به بررسی رابطه‌ی علیّت بین ارزش افزوده صنعت (LVA)، گاز طبیعی (LNG)، موجودی سرمایه (LKS) و اشتغال(LEM) است. مطابق جدول (۵)، در معادله‌ی ارزش افزوده‌ی ضریب جمله‌ی تصحیح خطای با وقفه و ضرایب متغیرهای توضیحی با وقفه در سطح ۱ درصد معنی‌دارند، که به ترتیب نشان دهنده‌ی رابطه‌ی علیّت بلندمدت و کوتاه مدت یک طرفه از مصرف گاز طبیعی، موجودی سرمایه و اشتغال به طرف ارزش افزوده‌ی صنعت می‌باشد.

۱- برای جزئیات بیش‌تر به هیبتی، رضا (۱۳۸۸) رجوع شود.

۲- Fatai et al.(2001) و Narayan and Smyth(2005)، از مدل ECM، بر مبنای رویکرد ARDL ، برای استنتاج علیّت استفاده کرده‌اند، به‌طورمشابه، در این مطالعه رویکرد مذکور برای بررسی رابطه‌ی علیت به کار گرفته شده است.

3 - Joint Causality.

4 - Vector Autoregressive.

www.SID.ir

Archive of SID

در معادله‌ی مصرف گاز طبیعی، هم در بلندمدت و هم در کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه از ارزش افزوده‌ی صنعت، موجودی سرمایه و اشتغال به طرف مصرف گاز طبیعی وجود دارد. از سوی دیگر، نتیجه‌ی تابع آزمون والد مشترک در ستون سوم جدول حاکی از آن است که در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت دو طرفه‌ای بین مصرف گاز طبیعی و ارزش افزوده‌ی وجود دارد، به‌عبارت بهتر، علیّت گرنجری دو طرفه، به‌طور قوی بین مصرف گاز طبیعی و ارزش افزوده برقرار است. نتایج حاصل در این بخش تأییدکننده‌ی یافته‌های زمانی (۲۰۰۷) می‌باشد، که بر اساس داده‌های مربوط به دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۶۷ در چارچوب یک مدل دو متغیره به رابطه‌ی علیّت بلندمدت دو طرفه‌ای بین مصرف گاز طبیعی و ارزش افزوده در صنعت دست یافته است.

جدول ۵- آزمون علیّت گرنجری بر مبنای مدل تصحیح خطای برداری (گاز طبیعی)

منشأ علیّت							
کوتاه مدت[۱]				بلندمدت[۲]		مشترک[۳]	
	ΔLVA	ΔLNG	ΔLKS	ΔLEM	ECT(-1)	ECT(-1)	ECT(-1)
						ΔLVA	ΔLNG
ΔLVA	-	**۹/۴۴[a]**	**۹/۶۳[a]**	**۲۱/۷۲[a]**	**-۴/۴۸[a]**	-	**۱۹/۲۱[a]**
		(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)
ΔLNG	**۱۸/۶۳[a]**	-	**۱۵/۹۲[a]**	**۶/۴۶[b]**	**-۴/۵۹[a]**	**۲۰/۴[a]**	-
	(۰/۰۰۰)		(۰/۰۰۰)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	

a ،b ، c. نشان دهنده‌ی معنی‌دار بودن در سطوح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰درصد می‌باشند

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده‌ی حدود احتمال (سطح معنی‌داری) هستند.

در ۱،۲ و۳، به ترتیب از توابع آزمون والد، t و والد مشترک استفاده شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول (۶)، مربوط به بررسی رابطه‌ی علیّت بین متغیرهای ارزش افزوده‌ی صنعت (LVA)، مصرف فرآورده‌های نفتی (LPP)، موجودی سرمایه (LKS) و اشتغال (LEM) می‌باشد. در معادله‌ی ارزش افزوده، متغیر توضیحی مصرف فرآورده‌های نفتی، در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌دار است، به‌عبارت دیگر فرضیه‌ی صفر عدم وجود رابطه‌ی علیّت گرنجری رد می‌شود، بنابراین می‌توان گفت رابطه‌ی علیّت کوتاه مدت یک طرفه از مصرف فرآورده‌های نفتی به طرف ارزش افزوده‌ی صنعت وجود دارد. در معادله‌ی

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف فرآورده‌های نفتی، به ترتیب در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه از ارزش افزوده‌ی صنعت، موجودی سرمایه و اشتغال به طرف مصرف فرآورده‌های نفتی وجود دارد. از سوی دیگر با توجه به معنی‌دار بودن تابع آزمون والد مشترک، می‌توان گفت در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه‌ای از ارزش افزوده‌ی صنعت به طرف مصرف فرآورده‌های نفتی وجود دارد، به‌عبارت بهتر، علیّت گرنجری یک طرفه، به‌طور قوی از ارزش افزوده‌ی صنعت به سمت مصرف فرآورده‌های نفتی برقرار است. که نتیجه‌ی فوق، یافته‌ی زمانی (۲۰۰۷) در یک مدل دو متغیره و با استفاده از آزمون هم انباشتگی یوهانسن و رویکرد ECM را تأیید می‌کند.

جدول ۶- آزمون علیّت گرنجری (مصرف فرآورده‌های نفتی)

منشأ علیّت						
کوتاه مدت[1]				بلندمدت[2]	مشترک[3]	
	ΔLVA	ΔLPP	ΔLKS	ΔLEM	ECT(-1)	ECT(-1), ΔLVA
ΔLVA	-	**۶/۷[c]**	**۱/۰۶**	**۱/۴۵**	-	-
		(۰/۰۸)	(۰/۷۸۷)	(۰/۶۹)		
ΔLPP	**۷/۷۳[b]**	-	**۱۶/۷۵[a]**	**۱۸/۲۷[a]**	**-۶/۵۳[a]**	**۴۴/۶۱[a]**
	(۰/۰۰۵)		(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

a ،b ، c. نشان دهنده‌ی معنی‌دار بودن در سطوح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰درصد می‌باشند
اعداد داخل پرانتز نشان دهنده‌ی حدود احتمال (سطح معنی‌داری) هستند.
در۱،۲ و۳ به ترتیب از توابع آزمون والد، t و والد مشترک استفاده شده است.
مأخذ: نتایج تحقیق

جدول (۷)، مربوط به بررسی رابطه‌ی علیّت بین متغیرهای ارزش افزوده‌ی صنعت (LVA)، مصرف برق (LEL)، موجودی سرمایه (LKS) و اشتغال (LEM) می‌باشد. در معادله‌ی ارزش افزوده‌ی متغیرهای توضیحی با وقفه‌ی مصرف برق، موجودی سرمایه و اشتغال معنی‌دار نیستند، که این نشان دهنده‌ی عدم وجود رابطه‌ی علیّت کوتاه مدت یک طرفه در این معادله می‌باشد. در معادله‌ی مصرف برق، به ترتیب در بلندمدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه از ارزش افزوده‌ی صنعت، موجودی سرمایه و اشتغال به طرف مصرف برق و در کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه از ارزش افزوده‌ی صنعت و موجودی سرمایه به طرف مصرف برق وجود دارد. از سوی دیگر، با توجه به معنی‌دار

www.SID.ir

Archive of SID

بودن تابع آزمون والد مشترک می‌توان گفت در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه‌ای از ارزش افزوده‌ی صنعت به طرف مصرف برق وجود دارد، به‌عبارت بهتر، علیّت گرنجری یک طرفه، به‌طور قوی از ارزش افزوده به طرف مصرف برق برقرار است. نتایج بلندمدت به دست آمده در این بخش تأیید کننده‌ی نتیجه‌ی به دست آمده در مطالعه‌ی زمانی (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های مشابه در طول دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳-۱۹۶۷ در ایران می‌باشد.

جدول۷- آزمون علیّت گرنجری (مصرف برق)

منشأعلیّت						
کوتاه مدت[1]				بلندمدت[2]		مشترک[3]
	ΔLVA	ΔLEL	ΔLKS	ΔLEM	ECT(-1)	ECT(-1), ΔLVA
ΔLVA	-	**۲/۸**	**۱/۴۶**	**۲/۲۱**	-	-
		(۰/۴۲)	(۰/۶۹۱)	(۰/۵۳۰)		
ΔLEL	**۵/۵۹**[a]	-	**۱۱/۶۴**[a]	**۶/۶۰**[a]	**-۳/۲۳**[a]	**۱۰/۶۹**[b]
	(۰/۰۱۸)		(۰/۰۰۱)	(۰/۰۱۰)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۵)

a، b، c نشان دهنده‌ی معنی‌دار بودن در سطوح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰درصد می‌باشند.
اعداد داخل پرانتز نشان دهنده‌ی حدود احتمال (سطح معنی‌داری) هستند.
در۱،۲ و۳، به ترتیب از توابع آزمون والد، t و والد مشترک استفاده شده است.
مأخذ: نتایج تحقیق

جدول (۸)، مربوط به بررسی رابطه‌ی علیّت بین متغیرهای ارزش افزوده‌ی صنعت (LVA)، مصرف کل انرژی (LTE)، موجودی سرمایه (LKS) و اشتغال (LEM) می‌باشد. در معادله‌ی ارزش افزوده‌ی متغیرهای توضیحی با وقفه‌ی مصرف کل انرژی، موجودی سرمایه و اشتغال معنی‌دار نیستند. در معادله‌ی مصرف کل انرژی، به ترتیب در بلندمدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه از ارزش افزوده‌ی صنعت، موجودی سرمایه و اشتغال به طرف مصرف کل انرژی و در کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه از ارزش افزوده‌ی صنعت به طرف مصرف کل انرژی وجود دارد. از سوی دیگر، با توجه به معنی‌دار بودن تابع آزمون والد مشترک می‌توان گفت در بلندمدت و کوتاه مدت رابطه‌ی علیّت یک طرفه‌ای از ارزش افزوده‌ی صنعت به طرف مصرف کل انرژی وجود دارد، یا

www.SID.ir

Archive of SID

به‌عبارت بهتر علیّت گرنجری یک طرفه، به طور قوی از ارزش افـزوده بـه طـرف مصـرف کل انرژی برقرار است. به‌طور کلی نتایج به دست آمده در بلندمدت و کوتاه مدت در این قسمت، یافته‌های مطالعه‌ی زمانی (۲۰۰۷)، در چارچوب یک مدل دو متغیـره و رویکـرد ECM مبتنی بر یوهانسن را تأیید می‌کنند. از سوی دیگر با یافتـه‌ی آمـاره‌ی و دیگـران (۱۳۸۸) که به یک رابطه‌ی علیّت یک طرفـه از مصـرف نهـایی انـرژی بـه سـمت ارزش افزوده در بخش صنعت دست یافته‌اند، تـا حـدودی در تمـایز مـی‌باشـد، البتـه بـه نظـر می‌رسد نتیجه‌ی به دست آمده با جدول (۷) در این مطالعه مطابقت ندارد.

جدول ۸- آزمون علیّت گرنجری (مصرف کل انرژی)

منشأ علیّت						
کوتاه مدت[۱]				بلندمدت[۲]		مشترک[۳]
	ΔLVA	ΔLTE	ΔLKS	ΔLEM	ECT(-1)	ECT(-1), ΔLVA
ΔLVA	-	۱/۵۰	۱/۸۰	۱/۳۸	-	-
		(۰/۶۸۱)	(۰/۶۱۳)	(۰/۷۹۰)		
ΔLTE	۱۳/۴۵[a]	-	۱/۶۰	۲/۲۱	-۴/۱۰[a]	۱۸/۲۴[a]
	(۰/۰۰۰)		(۰/۶۵۸)	(۰/۵۲۸)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)

a ،b ، c. نشان دهنده‌ی معنی‌دار بودن در سطوح ۱درصد، ۵ درصد و ۱۰درصد می‌باشند
اعداد داخل پرانتز نشان دهنده‌ی حدود احتمال (سطح معنی‌داری) می‌باشند.
در۱،۲ و۳، به ترتیب از توابع آزمون والد، t و والد مشترک استفاده شده است.
مأخذ: نتایج تحقیق

۶ - نتیجه‌گیری و راهکارهای سیاست‌گذاری

در این مطالعه با استفاده از داده‌های سـالیانه‌ی متغیرهـای مربوطـه بـرای ایـران در طول دوره‌ی ۱۳۸۶-۱۳۴۶، رابطه‌ی هم انباشتگی و علیّت گرنجری بـین مصـرف کـل و حامل‌های مختلف در بخش صنعت با ارزش افزوده‌ی این بخش در یک چـارچوب چنـد متغیره و با به کار گرفتن رویکرد خـود رگرسـیون بـا وقفـه‌هـای توزیـع شـده (ARDL) پسران و پسران (۱۹۹۷)، و پسران و دیگـران (۲۰۰۱) و مـدل تصـحیح خطـای بـرداری (VECM)، بررسی شده اسـت. بـدین منظـور، پـس از بررسـی رابطـه‌ی بـین هریـک از حامل‌های انرژی با تولید صنعتی، در مرحله‌ی بعد، رابطه‌ی بین کل مصرف نهایی انـرژی در صنعت با تولید صنعتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون F (کـه مقـادیر بحرانـی

www.SID.ir

Archive of SID

دقیق مربوط به آن از نارایان (۲۰۰۴a) استخراج گردید) نشان می‌دهد که تولید صنعتی، موجودی سرمایه و اشتغال، عوامل عمده‌ی تعیین کننده‌ی مصرف گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی، برق و کل مصرف نهایی انرژی در صنعت هستند.

نتایج حاصل از مدل VEC در مورد معادلاتی که رابطه‌ی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد، نشان می‌دهد که علیّت گرنجری یک طرفه، از ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به طرف مصرف فرآورده‌های نفتی، برق و مصرف کل انرژی در این بخش به‌طور قوی برقرار است. هم‌چنین علیّت گرنجری دوطرفه، بین مصرف گاز طبیعی و ارزش افزوده به‌طور قوی برقرار است. نتایج حاصل از آزمون علیّت گرنجری کوتاه مدت بر اساس مدل VAR در مورد معادلاتی که رابطه‌ی بلندمدت بین آن‌ها وجود ندارد نشان می‌دهد که رابطه‌ی علیّت کوتاه مدت یک طرفه از مصرف فرآورده‌های نفتی به طرف ارزش افزوده‌ی صنعت وجود دارد.

بنابراین در این مطالعه ضمن تأکید بر اهمیت گاز طبیعی در مقایسه با دیگر حامل‌های انرژی در بخش صنعت، وجود رابطه‌ی علیّت دو طرفه بین مصرف گاز طبیعی و ارزش افزوده‌ی صنعت تأییدی بر فرضیه‌ی اثر برگشتی در ادبیات مربوط به این بحث است. مفهوم ضمنی سیاست‌گذاری فرضیه‌ی اثر برگشتی این است که مصرف گاز طبیعی و تولید صنعتی به‌صورت مکمل با یکدیگر عمل می‌کنند. در چنین موردی، اعمال سیاست‌های حفاظت از انرژی به منظور کاهش شدت انرژی، بهبود کارایی انرژی، ترغیب در جهت استفاده از منابع انرژی تجدید پذیر و سرمایه‌گذاری در توسعه‌ی تکنولوژی‌هایی که امکان استفاده از منابع انرژی تجدید پذیر را تقویت کنند، مناسب هستند. هم‌چنین وجود رابطه‌ی علیّت از تولید صنعتی به مصرف کل انرژی، می‌تواند دلالت بر این داشته باشد که سیاست‌های مربوط به حفاظت از انرژی، از قبیل بهبود در کارایی انرژی و سیاست‌های مدیریت تقاضا طراحی شده برای کاهش مصرف انرژی همانند برداشتن تدریجی یارانه‌ها یا اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، آثار نامطلوبی روی تولید (صنعتی) ندارد. نتایج به دست آمده در بلندمدت می‌تواند برای سرمایه‌گذاران خصوصی و عمومی در بخش صنعت جهت پیش‌بینی روندهای آینده انرژی به‌کار رود، هم‌چنین اطلاعات به دست آمده می‌توانند در تدوین استراتژی‌های مدیریت تقاضا توسط سیاست‌گذاران لحاظ شوند.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

آماده، حمید و دیگران (۱۳۸۸)، بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۸۶، صص ۳۸-۱.

امینی، علیرضا و حاجی محمد، نشاط (۱۳۸۴)، برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۱-۱۳۳۸، مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۹۰، صص۸۶-۵۳.

امینی، علیرضا، حاجی محمد، نشاط و اصلاحچی، محمد رضا (۱۳۸۵). بازنگری برآورد سری زمانی جمعیت شاغل به تفکیک بخش‌های اقتصادی ایران (۱۳۸۵-۱۳۳۵). مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌ی ۱۰۲، صص۹۷-۴۷.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.

ترازنامه‌ی انرژی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۵، وزارت نیرو، امور انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

هیبتی، رضا (۱۳۸۸) بررسی رابطه‌ی بین مصرف حامل‌های انرژی و تولید صنعتی در ایران، پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

Asafu-Adjaye, J. (2000),"The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries", Energy Economics 22, pp. 615–25.

Bowden, N., Payne, J. (2008). The Causal Relationship Between U.S. Energy Consumption and Real Output: A Disaggregated Analysis, Journal of Policy Modeling*:* forthcoming.

Berndt, E.R. (1990). Energy Use, Technical Progress and Productivity Growth: A Survey of Economic Issues. The Journal of Productivity Analysis 2, 67–83.

Daly, H. (1997). Georgescu–Roegen versus Solow/Stiglitz. Ecological Economics 22, 261- 266. Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a

www.SID.ir

Archive of SID

Unit Root. Journal of the American Statistical Association,74, 127-131.

Engle, R.F., Granger, C.W.J.(1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica 55, 251–276.

Ghali, K.H., El-Sakka, M.I.T. (2004). Energy Use and Output Growth in Canada: A Multivariate Cointegration Analysis, Energy Economics 26, 225-238.

Hatanaka, M. (1996). Time-Series-Based Econometrics:Unit Roots and Cointegration, Oxford University Press.

Jorgenson, D.W., Wilcoxen, P.J. (1993). Reducing U.S. Carbon Emissions: An Econometric General Equilibrium Assessment. Resource and Energy Economics 15,725- 735.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. Journal of Dynamics and Control Economic 12, 231–254.

Johansen, S., Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference Cointegration: with Application to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169- 210.

Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. Econometrica 59, 1551–1580.

Kraft, J., Kraft, A. (1978). On The Relationship Between Energy and GNP. Journal of Energy and Development 3, 401–413.

Mah, J.S. (2000). An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea-the Case of Information Technology Products. Journal of Asian Economics 11,237-244.

Masih, A., Masih, R. (1996). Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results from a Multi-Country Study Based on Cointegration and Error-Correction ModelingTechniques. Energy Economics 18, 165–183.

Mehrara, M. (2007). Energy-GDP Relationship for Oil Pxporting Countries: Iran, Kuwait and Saudi Arabia. OPEC Review, 31, 1–16.

Narayan, P. K. (2004a). Reformulating Critical Values for the Bounds F -Statictics Approach to Cointegration: an Application to the

www.SID.ir

Archive of SID

Tourism Demand Model for Fiji, Department of Economics, Discussion Papers No.02/04, Monash University, Melbourne, Australia.

Narayan, P. K. (2004b). An Econometric Model of Tourism Demand and a Computable General Equilibrium Analysis of the Impact of Tourism: The Case of The Fiji Islands,Unpublished PhD Thesis, Department of Economics, Monash University, Melbourne, Australia.

Pattichis, C.A.(1999). Price and Income Elasticities of Disaggregated Import Demand: Results from UECMs and an Application. Applied Economics 31, 1061 -1071.

Pesaran, M.H., Pesaran, B.(1997). Working with Microfit 4.0. Camfit Data Ltd, Cambridge.

Pesaran, M.H., Shin, Y.(1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Strøm, S.(Ed.), Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium.Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M.H., Shin, Y ,.Smith, R.J.(2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics 16, 289–326.

Phillips, P.C.B., Perron, P.(1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regressions Biometrica 75, 335–346.

Sari R, Ewing BT, Soytas U.(2008). The Relationship Between Disaggregate Energ Consumption and Industrial Production in the United States: An ARDL Approach. Energy Economics 30,2302-2313.

Smulders, S., de Nooij, M. (2003). The Impact of Energy Conservation on Technology and Economic .

Growth. Resource and Energy Economics 25, 59–79.

Soytas, U., Sari, R.(2007). The Relationship between Energy and Production: Evidence fromTurkish Manufacturing Industry, Energy Economics 29, 1151– 1165.

Stern, D.I.(1993). Energy and Economic Growth in the USA: A Multivariate Approach. Energy Economics 15, 137-15۰.

www.SID.ir

Archive of SID

Stern, D.(2004). Economic Growth and Energy. In: Cleveland, C.J. (Ed.), Encyclopedia of Energy, vol. 2. Elsevier,Amsterdam, pp. 35–51.

Toda, H.Y, & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated process. Journal of Econometrics,66,225-250.

Zamani, Mehrzad. (2007), Energy Consumption and Economic Activities in Iran. Energy Economics. 29 ,1135–1140.

Zachariadis, T. (2007). Exploring the Relationship Between Energy Use and Economic Growth with Bivariate Models: New Evidence from G-7 Countries. Energy Economics, *29*, 1233–1253.

Ziramba, E.(2009). Disaggregate Energy Consumption and Industrial Production in South Africa. Energy Policy, 37, 2214–2220.

www.SID.ir