فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۶، شماره ۳، پاییز ۱۳۸۸، صفحات ۵۳- ۲۷

بررسی رابطه‌ی علی بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش افزوده در بخش صنعت ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۶

دکتر محمد حسن فطرس و حامد منصوری گرگری*

تاریخ وصول: ۱۳۸۸/۷/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۹/۱۷

چکیده:

انرژی از عوامل اصلی تولید است. رشد تولیدات صنعتی با افزایش مصرف حامل‌های انرژی همراه بوده است. تبیین رابطه‌ی علی بین این دو، از مباحث مهم اقتصاد انرژی محسوب می‌شود. بهره‌برداری کارآمد از منابع انرژی و صرفه‌جویی در به کارگیری حامل‌های انرژی، به ویژه در بخش صنعت، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بنابراین، شناخت نوع رابطه بین تولیدات صنعتی و مصرف انرژی در نیل به این هدف ضروری است. در این مقاله با استفاده از روش تودا -یاماموتو، به بررسی رابطه‌ی علی گرنجری بین حامل‌های انرژی مصرفی بخش صنعت و ارزش افزوده‌ی این بخش در ایران طی سال‌های 1385-1346 پرداخته شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که رابطه‌ی علی دو طرفه‌ای بین مصرف برق و ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی و نیز رابطه‌ی یک طرفه‌ای از ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی به طرف مصرف گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی وجود دارد. براساس این نتایج، سیاست صرفه‌جویی در مورد گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی را می‌توان اعمال کرد، بدون آنکه بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی تأثیر زیادی داشته باشد.

طبقه بندی JEL : **Q40,O53,Q49**

واژه‌های کلیدی: ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، حامل‌های انرژی، تودا-یاماموتو، ایران

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، دانشیار دانشگاه بوعلی سینای همدان و کارشناس بررسی‌های اقتصادی بازار برق منطقه‌ای آذربایجان (Fotros@basu.ac.ir)

۱- مقدمه

رشد و توسعه‌ی اقتصادی و صنعتی در کشورهای جهان تا حد زیادی به مقدار و نیز سطح استفاده‌ی کارآمد از حامل‌های انرژی ارتباط می‌یابد. از این رو، انرژی بیشترین سهم را در تجارت جهانی به خود اختصاص داده است. با توجه به سهم قابل توجه صنعت در تولید ناخالص داخلی از یک سو و رشد و گسترش صنایع از سویی دیگر، مباحث انرژی – به ویژه بعد از تکانه نفتی ۱۹۷۳- مورد توجه جدی محققان قرار گرفته است.

کشور ایران نیز به عنوان کشوری رو به رشد و برخوردار از منابع بزرگ نفت و گاز یکی از کشورهای مهم جهان در مبحث انرژی است. افزایش بی‌رویه‌ی مصرف انرژی و بالا بودن شدت مصرف انرژی در تمامی بخش‌ها، یکی از معضلات گریبان‌گیر کشور است. بنابراین، برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی از جمله کاهش شدت انرژی مصرفی بخش‌های اقتصادی کشور از اهمیت فراوانی برخوردار است. با توجه به ارتباط بین مصرف انرژی و مقدار ارزش افزوده‌ی بخش صنعت از یک طرف و افزایش روزافزون سهم صنعت در تولید ناخالص ملی از طرف دیگر، تبیین کم و کیف این رابطه می‌تواند در تدوین سیاست‌های بخش انرژی موثر باشد.

مطالعات انجام شده در کشور اغلب به این نتیجه رسیده‌اند که باید در مصرف انرژی صرفه‌جویی انجام شود و صرفه جویی در مصرف انرژی، عامل بازدارنده‌ی رشد اقتصادی کشور نیست. این نتیجه گیری و توصیه برای کل اقتصاد و بدون در نظر گرفتن تأثیرات آن در بخش‌های مختلف اقتصادی بوده است. اجرای این سیاست، بدون در نظر گرفتن اثر تک تک حامل‌های انرژی در بخش‌های اقتصادی، ممکن است نتایج مورد انتظار سیاست‌گذاران را به دنبال نداشته باشد. در مطالعه‌ای که نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) بر روی چگونگی رابطه‌ی علی بین حامل‌های انرژی و بخش‌های مختلف انرژی انجام داده‌اند، از آزمون علیت گرنجری هشیائو استفاده شده است. این محققان مانایی و هم‌انباشتگی متغیرها را جهت انجام آزمون علیت گرنجری هشیائو بدون توجه به شکست ساختاری انجام داده‌اند.

در مقاله‌ی حاضر، برای بررسی رابطه‌ی علی بین حامل‌های انرژی مصرفی در بخش صنعت و ارزش افزوده بخش صنعتی در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۶ از آزمون علیت تودا- یاماموتو (به عنوان روشی بدور از مشکلات سایر آزمون‌های

علیت) و از آزمون ریشه واحد درونزای زیوت و اندریوز[1] (۱۹۹۲) برای بررسی مانایی متغیرها در صورت وجود شکست ساختاری، استفاده شده است. همچنین، این مقاله به پرسش‌های زیر می‌پردازد:

۱- آیا بین مصرف هر کدام از حامل‌های انرژی مصرفی بخش صنعت (شامل فرآورده‌های نفتی، برق و گاز طبیعی) با ارزش افزوده‌ی بخش صنعت رابطه‌ی علی وجود دارد؟

۲- در صورت وجود، جهت این رابطه چگونه است؟

در بخش دوم، به مرور اجمالی عمده‌ی مطالعات انجام شده پرداخته می‌شود. بخش سوم، مبانی نظری تحقیق را معرفی می‌کند. در بخش چهارم، روند مصرف و شدت انرژی در بخش صنعت ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۴۶ بررسی می‌شود. در بخش پنجم، روش شناسی و روش انتخابی تحقیق معرفی می‌شوند. در بخش ششم، آزمون ریشه‌ی واحد زیوت – اندریوز توضیح داده می‌شود. بخش هفتم به ارائه‌ی نتایج تجربی تحقیق اختصاص می‌یابد و در نهایت در بخش هشتم، بحث و بررسی یافته‌ها و نتیجه‌گیری ارائه می‌شوند.

در برآورد و تحلیل مدل‌ها از نرم افزار *Eviews 5* استفاده شده است. آمارها از شرکت مادر تخصصی توانیر (۱۳۸۶) و حساب‌های ملی بانک مرکزی ج. ا. ایران (۱۳۸۶) اخذ شده‌اند.

۲- ادبیات موضوع و مطالعات انجام شده

مطالعات زیادی درباره‌ی رابطه‌ی علیت گرنجری[2] بین حامل‌های انرژی و متغیرهای کلان اقتصادی، به ویژه رشد اقتصادی طی دهه‌های اخیر انجام شده است. این مطالعات اغلب نتایج متفاوتی را حاصل نموده‌اند که به نظر می‌رسد ناشی از (الف) تفاوت در روش‌های به کار برده شده، (ب) چگونگی تعیین وقفه‌ی بهینه برای آزمون علیت و (ج) کشور مورد مطالعه باشد. در ادامه به برخی از این مطالعات، اشاره می‌شود:

پرتال جامع علوم انسانی

[1] Zivot and Andrews
[2] Granger causality

یانگ[۳] (۲۰۰۰) با استفاده از یک مدل دو متغیره و آزمون علیت گرنجری هشیائو به بررسی علیت گرنجری بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انواع حامل‌های انرژی تایوان در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۷-۱۹۵۴ پرداخته است. بر این اساس، وی به این نتیجه دست یافت که رابطه‌ی علیت گرنجری دو طرفه‌ای بین تولید ناخالص داخلی، مصرف برق و زغال‌سنگ وجود دارد؛ اما یک رابطه‌ی علیت گرنجری یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف نفت و همچنین یک رابطه‌ی علیت گرنجری یک طرفه از مصرف گاز به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. نتایج این تحقیق بیانگر وجود رابطه‌ی علی دو طرفه بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در کشور تایوان بود.

عقیل و بوت[۴] (۲۰۰۱) با استفاده از آزمون علّیت گرنجری هشیائو[۵] به بررسی رابطه‌ی علی بین رشد اقتصادی و حامل‌های انرژی همچون فرآورده‌های نفتی، گاز و برق پرداختند. نتایج مطالعه‌ی ایشان بیانگر وجود رابطه‌ی علی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف کل انرژی بود. همچنین، بین رشد اقتصادی و مصرف گاز رابطه‌ای وجود نداشت، در حالی که مصرف برق رابطه‌ای یک طرفه به سمت رشد اقتصادی داشت.

گاش[۶] (۲۰۰۲) به بررسی رابطه‌ی علی بین *GDP* سرانه و مصرف سرانه‌ی الکتریسیته‌ی هندوستان در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۷-۱۹۵۰ پرداخت. وی با استفاده از آزمون فیلیپس - پرون[۷] نشان داد که هر دو متغیر ساکن نیستند و انباشته از درجه‌ی یک، $I(1)$ می‌باشند. نتایج نشان داد که رابطه‌ی تعادلی بلند مدتی بین متغیرها وجود دارد. همچنین، رابطه‌ی یک طرفه‌ای از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسیته دیده می‌شود.

موریتومو و هپ[۸] (۲۰۰۴) برای کشور در حال توسعه‌ی سریلانکا و با استفاده از آزمون علیت گرنجر بر روی داده‌های سری زمانی، ارتباط بین مصرف برق و رشد اقتصادی را آزمون کردند. نتایج تحقیق ایشان بیانگر وجود علیت یک طرفه از مصرف برق به سمت رشد اقتصادی است.

---

[3] Yang
[4] Aqeel and Butt
[5] Hsiao
[6] Ghosh
[7] Phillips-Perron
[8] Moritomo and Hope

فتای، اخلی و اسکریمگئور[9] (۲۰۰۴) برای نیوزیلند و استرالیا، در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۹-۱۹۶۰ و با استفاده از روش تودا یاماماتو و حاتمی و ایراندوست[10] (۲۰۰۵) برای سوئد، در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰- ۱۹۶۵، وجود رابطه‌ی علی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف الکتریسیته را نشان دادند.

آلتینی و کاراگل[11] (۲۰۰۵) با استفاده از آزمون زیوت و آندریوز برای ترکیه در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۵۰ مانایی سری‌های زمانی را بررسی کرده‌اند. همچنین، دو روش متفاوت آزمون علیت گرنجر تودا -یاماموتو، دولادو-لاتکِپُل[12] و را برای بررسی رابطه‌ی علّی بین این دو متغیر به کار برده‌اند. نتایج حاصل از تحقیق آنها وجود رابطه‌ی علّی یک طرفه از انرژی الکتریسیته به *GDP* را نشان می‌دهد. همچنین، لی و چن[13] (۲۰۰۵) برای تایوان در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۵۴، شیو و لم (۲۰۰۴)[14] برای چین، در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۱، سویتاش و ساری[15] (۲۰۰۳) برای ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن به نتایج مشابهی دست یافته‌اند.

ولد -رافائل[16] (۲۰۰۶) با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی، تودایا- ماموتو و والد به بررسی رابطه‌ی علی بین سرانه‌ی مصرف برق و تولید ناخالص داخلی سرانه ۱۷ کشور آفریقایی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱- ۱۹۷۱ پرداخته است. نتایج به دست آمده حاکی از وجود علیت دو طرفه بین مصرف برق سرانه و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای قنا، بنین، نیجریه، سنگال، زامبیا، زیمبابوه، مصر، گابن و مراکش است، در حالی که برای کشورهای کنگو، تونس و کامرون علیت یک طرفه‌ای از طرف مصرف برق سرانه به تولید ناخالص داخلی سرانه برقرار بوده است. برای کشورهای الجزایر، کنیا و سودان هیچ ارتباطی تأیید نشده است.

یو[17] (۲۰۰۵) برای اندونزی و در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۱ با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (*ADF*) و علیت گرنجری هشیائو، مانایی و رابطه‌ی علّی بین متغیرهای مصرف برق و رشد اقتصادی را بررسی کرده است.

---

[9] Fatai, Oxley and Scrimgeour
[10] Hatami and Irandoust
[11] Altinay and Karagol
[12] Dolado-Lütkepohl
[13] Lee and Chang
[14] Shiu and Lam
[15] Soytaş and Sari
[16] Wolde-Rafael
[17] Yoo

نتایج تحقیق وجود یک رابطه‌ی یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف برق را نشان می‌دهد.

چن، کئو و چن[18] (۲۰۰۷) برای ۱۰ کشور آسیایی چین، هنگ کنگ، اندونزی، هند، کره، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، تایوان تایلند رابطه‌ی علی بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱-۱۹۷۱ را بررسی کردند. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی و علیت گرنجر برای کشورهای چین، هنگ کنگ، تایوان و تایلند هیچ رابطه‌ی علی را نشان نمی‌دهد. در حالی که برای کشورهای اندونزی، کره و سنگاپور رابطه‌ی یک‌طرفه از طرف مصرف برق به تولید ناخالص داخلی تأیید می‌شود. همچنین، در کشورهای هند، مالزی و فیلیپین رابطه‌ی یک‌طرفه از طرف تولید ناخالص داخلی به مصرف برق وجود داشته است.

چانتاناوات، هانت و پیرز[19] (۲۰۰۷) با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، هم‌انباشتگی و علیت گرنجری داده‌های ترکیبی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۱ به مطالعه‌ی ۳۰ کشور *OECD* و ۷۸ کشور غیر *OECD* پرداخته‌اند. آنها به این نتیجه رسیدند که بین تولید ناخالص داخلی و مصرف برق تمامی این کشورها رابطه‌ی علیت گرنجری دو طرفه وجود دارد. همچنین، ایپرگیس و پاین[20] (۲۰۰۸) برای کشورهای آمریکای مرکزی با استفاده از آزمون علیت گرنجری داده‌های ترکیبی برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۱ به نتیجه‌ی مشابهی دست یافتند.

در ایران نیز مطالعاتی در زمینه‌ی رابطه‌ی علّی بین مصرف انرژی (حامل‌های انرژی) و رشد اقتصادی انجام شده است. در ادامه به چند مورد از آنها اشاره می‌شود:

قبادی (۱۳۷۶) رابطه‌ی کوتاه مدت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از روش علیت گرنجری و مدل تصحیح خطا مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که بین متغیرهای مصرف انرژی و رشد اقتصادی رابطه‌ی علی وجود ندارد.

طاهری فرد و رحمانی (۱۳۷۶) با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجری و مدل تصحیح خطا به بررسی روابط کوتاه مدت و بلند مدت متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و موجودی سرمایه در دوره‌ی زمانی

[18] Chen, Kuo and Chen
[19] Chontanawat, Hunt and Pierse
[20] Apergis and Payne

۱۳۷۳-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. آنها نشان دادند که در کوتاه مدت رابطه‌ی معنی‌داری بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و موجودی سرمایه وجود ندارد. همچنین، رابطه‌ی بلند مدت از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف انرژی وجود دارد، اما عکس آن صادق نیست. موجودی سرمایه نیز علت تولید ناخالص داخلی نبوده است.

ملکی (۱۳۷۸) با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری، رابطه‌ی علیت گرنجری بین تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها، مصرف انرژی و واردات برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۶-۱۳۶۰ را بررسی کرده است. برآوردهای انجام شده وجود رابطه‌ی کوتاه مدت و بلند مدت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و یک رابطه‌ی ضعیف از تولید به مصرف انرژی در بلند مدت را نشان می‌دهد. همچنین، رابطه‌ی معنی‌داری از سطح قیمت‌ها و واردات به تولید ناخالص داخلی مشاهده شده است.

ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۸-۱۳۳۸ نشان دادند که در کوتاه مدت یک رابطه‌ی علیت گرنجری از مصرف فراورده‌های عمده‌ی نفتی به تولید ناخالص داخلی وجود ندارد، ولی در بلند مدت این رابطه برقرار است. همچنین، در کوتاه مدت رابطه‌ی علیت ضعیفی از تولید به مصرف فرآورده‌ها وجود داشته و در بلند مدت نیز رابطه‌ی علیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف فراورده‌ها تأیید شده است.

نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) به بررسی رابطه‌ی علی بین مصرف حامل‌های انرژی (نفت، گاز، برق) و رشد بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و حمل و نقل) در ایران با استفاده از روش علیت گرنجر هشیائو طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته به بررسی مانایی متغیرها پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق یک رابطه‌ی علّی دو طرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های مختلف اقتصادی را نشان می‌دهد. در این تحقیق آزمون ریشه‌ی واحد بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری در سری‌های زمانی انجام شده است.

مصطفوی (۱۳۸۶) رابطه‌ی علی پول و تورم در اقتصاد ایران را بررسی کرد.

آرمن و زارع (۱۳۸۴) به بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای دوره‌ی زمانی۱۳۸۱-۱۳۴۶پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش

آنها نشان می‌دهد که رابطه‌ی علیت گرنجری یک طرفه از کل مصرف نهایی انرژی به رشد اقتصادی و رابطه‌ی علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد وجود دارد.

در مجموع، می‌توان گفت که اکثر مطالعات انجام شده‌ی داخلی و خارجی به بررسی رابطه علیت گرنجری بین حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی به طور کلی پرداخته اند. در حالی که رشد اقتصادی خود برآیند رشد بخش‌های مختلف اقتصادی است. بنابراین، اجرای هر یک از سیاست‌های برگرفته از نتایج این مطالعات ممکن است اثرات متفاوتی روی بخش‌های مختلف اقتصادی داشته باشد و باید در مورد اجرای آنها احتیاط کرد. در این مقاله اثر سیاست‌های مدیریت بخش انرژی به صورت تفکیکی از انواع حامل‌های انرژی مصرفی بخش صنعت بر ارزش افزوده‌ی این بخش بررسی می شود.

۳- مبانی نظری تحقیق[۲۱]

بنا بر الگوی رشد نئوکلاسیک، سرمایه و نیروی کار مهمترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند. استرن و سلولند[۲۲] (۲۰۰۴) بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیک، رشد انرژی مهمترین و تنها عامل رشد است. از آنجا که هر فرایند تولیدی به انرژی نیاز دارد، انرژی عامل اساسی در فرایند تولید می‌باشد. از نظر آنها نیروی کار و سرمایه عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کارگیری، به انرژی نیاز دارند. استرن و سلولند (۲۰۰۴) با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی، عواملی که می‌توانند رابطه‌ی بین مصرف انرژی و فعالیت بخش‌های اقتصادی (بخش صنعت، کشاورزی و .....) را تحت تأثیر قرار دهند را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها حالت کلی یک تابع تولید را به صورت زیر ارایه می‌کنند:

$$(Q_1, Q_2, \ldots, Q_n) = F(A, X_1, X_2, \ldots, X_n, E_1, E_2, \ldots, E_n) \qquad (1)$$

که در آن Q_i تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی (کالاهای تولیدی بخش صنعت، خدمات و غیره)، X_i عوامل تولید (سرمایه، نیروی کار و غیره)، E_i عوامل (حامل)

[۲۱] مبانی نظری تحقیق با استفاده از مقاله‌ی ارائه شده در ششمین همایش ملی انرژی توسط بهبودی و همکاران (۱۳۸۶) تدوین شده است.

[22] Stern and Celeveland

انرژی (فرآورده‌های نفتی، گاز و غیره) و A وضعیت تکنولوژیکی به عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید تعریف شده است.

در این تابع رابطه‌ی بین انرژی و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت که هدف تحقیق است، می‌تواند به وسیله‌ی عوامل زیر تحت تأثیر قرار گیرد:

- جانشینی بین انرژی و عوامل دیگر به عنوان مثال در بلند مدت جانشینی عامل سرمایه به جای انرژی در اثر افزایش در قیمت حامل‌های انرژی
- تغییرات تکنولوژیکی (تغییرات در A)
- تغییر در ترکیب حامل‌های انرژی
- تغییر در ترکیب محصول تولیدی
- تغییر در میزان و ترکیب عوامل تولید.

طبق رابطه‌ی (۱)، ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و مصرف حامل‌های انرژی با همدیگر ارتباط دارند، اما مسأله‌ای که بیشتر محققان را به تحقیق و مطالعه‌ی گسترده در این زمینه واداشته، جهت این ارتباط است. جهت علیت از نظر سیاست‌گذاری اقتصادی دارای اهمیت است و دلالت‌های سیاستی مهمی را در سیاست‌گذاری در بر دارد. بنابراین، با توجه به معادله‌ی (۱) برای بررسی روابط بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت ایران می‌توان از مدل زیر استفاده کرد:

$$\begin{cases} Q_t = F(X_{t-1}, X_{t-2}, \ldots, X_{t-k}, Y_{t-1}, Q_{t-2}, \ldots, Q_{t-k}) \\ X_t = G(X_{t-1}, X_{t-2}, \ldots, X_{t-k}, Q_{t-1}, Q_{t-2}, \ldots, Q_{t-k}) \end{cases} \quad (۲)$$

که در آن Q_t ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، X_t حامل انرژی (نفت، گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی، برق و ...)، Q_{t-i} وقفه‌های زمانی ارزش افزوده‌ی بخش صنعت و X_{t-i} وقفه‌های زمانی حامل انرژی است.

۴- روند و شدت مصرف انرژی در بخش صنعت ایران

۴-۱- روند مصرف حامل‌های انرژی در بخش صنعت

ایران همواره با افزایش تقاضای حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله بخش صنعت، روبه‌رو بوده است. در حال حاضر، گاز طبیعی، برق و فرآورده‌های نفتی عمده‌ی مصرف انرژی بخش صنعت کشور را تشکیل می‌دهد.

این سه حامل انرژی، در مجموع ۹۹/۸۷ درصد از کل مصرف انرژی بخش صنعت را به خود اختصاص داده‌اند. درصد باقیمانده مربوط به گاز کک و گاز کوره بلند است.

ایران با افزایش تقاضای حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله بخش صنعت، روبه‌رو است. در حال حاضر، گاز طبیعی، برق و فرآورده‌های نفتی عمده‌ی مصرف انرژی بخش صنعت کشور را تشکیل می‌دهند. این سه حامل انرژی، در مجموع ۹۷/۹۸ درصد از کل مصرف انرژی بخش صنعت را در سال ۱۳۸۵ به خود اختصاص داده‌اند. بقیه مربوط به گاز کک و گاز کوره بلند است (ترازنامه‌ی انرژی، ۱۳۸۶).

ژمصرف کل انرژی بخش صنعت در سال ۱۳۸۵ به ۲۰۲/۵۷ میلیون بشکه معادل نفت خام رسید که میانگین رشدی معادل ۷/۲۷ درصد در سال برای دوره‌ی زمانی ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵را نشان می‌دهد. در این سال، مصرف گاز طبیعی با ۱۱۰/۷۸ میلیون بشکه معادل نفت خام، بیشترین سهم یعنی ۵۴/۶۹ درصد از کل مصرف انرژی بخش صنعت را به خود اختصاص داده بود. مصرف فرآورده‌های نفتی و برق به ترتیب برابر با ۶۰/۳ و ۲۷/۳۹ میلیون بشکه معادل نفت خامبوده است و سهم ۲۹/۷۷ و ۱۳/۵۲ درصدی از مصرف انرژی در این بخش را داشته‌اند (ترازنامه‌ی انرژی، ۱۳۸۵).

جدول (۱) نشان می‌دهد که متوسط رشد سالیانه‌ی مصرف فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق در بخش صنعت طی دوره‌ی ۱۳۸۵-۱۳۴۶ به ترتیب برابر ۴/۳۶، ۱۷/۵۸ و ۷/۷۳ درصد و در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۰ به ترتیب رشدی معادل ۱/۰۵-، ۶/۴۱ و ۷/۷۰ درصد بوده است. سهم مصرف فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و برق در بخش صنعت در سال ۱۳۴۶ به ترتیب، ۸۷/۰۲، ۱/۵۳ و ۱۱/۴۵ درصد بوده که در سال ۱۳۸۵ به ۲۹/۷۷، ۵۷/۶۹ و ۱۳/۵۲درصد رسیده است (ترازنامه‌ی انرژی، سال‌های مختلف).

در یک جمع بندی می‌توان به این نتیجه رسید که با اجرای سیاست جایگزینی گاز طبیعی به عنوان سوخت پاک به جای فرآورده‌های نفتی، از سال ۱۳۷۰ به بعد میزان مصرف فرآورده‌های نفتی کاهش یافته است. درحالی که مصرف برق تقریباً روند رشد ثابتی داشته است (نمودارهای ۱، ۲ و ۳).

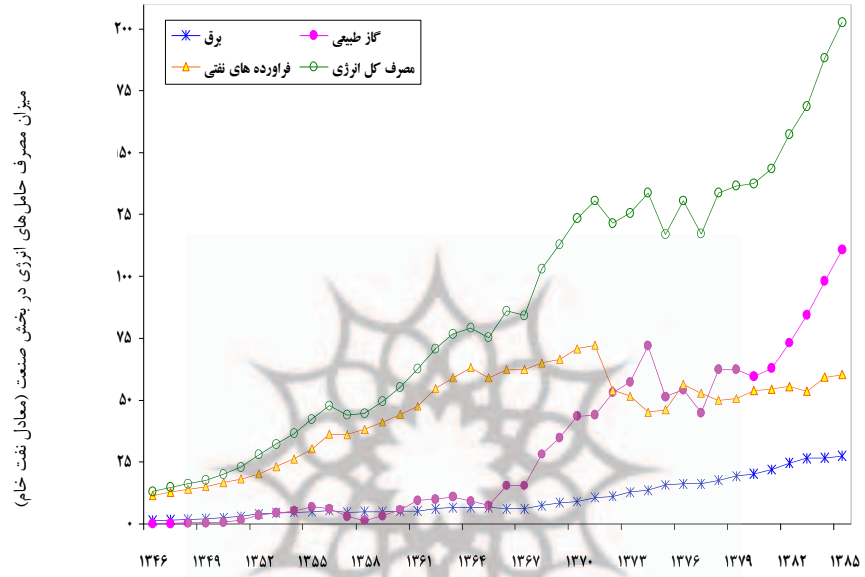
جدول ۱: سهم و متوسط رشد مصرف حامل‌های انرژی در بخش صنعت ایران*

حامل انرژی	متوسط رشد مصرف طی دوره (درصد)		سهم مصرف (درصد)	
	۱۳۴۶-۱۳۸۵	۱۳۷۰-۱۳۸۵	۱۳۴۶	۱۳۸۵
فرآورده‌های نفتی	۴/۳۶	-۱/۰۵	۸۷/۰۲	۲۹/۷۷
گاز طبیعی	۱۷/۵۸	۶/۴۱	۱/۵۳	۵۴/۶۹
برق	۷/۷۳	۷/۷۰	۱۱/۴۵	۱۳/۵۲

* اطلاعات مربوط به مصرف گاز کک و گاز کوره بلند به دلیل عدم وجود آمار کافی و سهم خیلی کم آن از کل مصرف انرژی بخش صنعت، آورده نشده است.

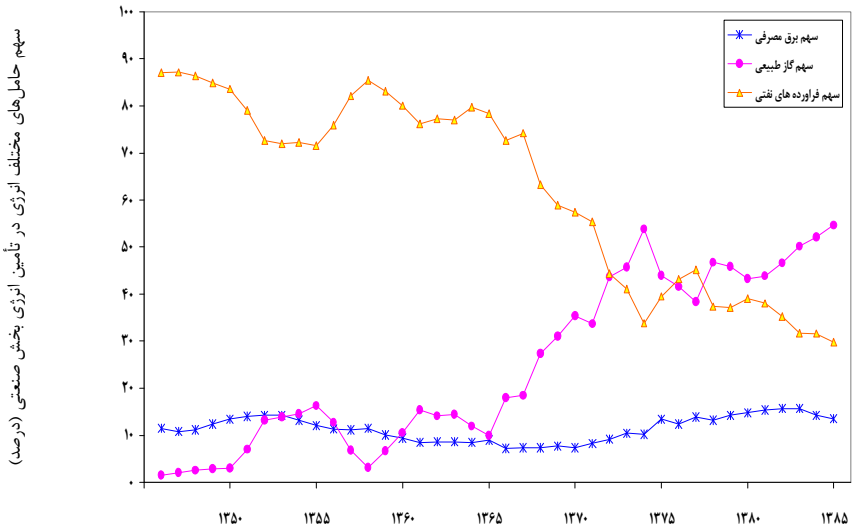
مأخذ: محاسبات محقق

نمودار ۱: نمودار مصرف گاز طبیعی، برق، فرآورده‌های نفتی و کل مصرف انرژی در بخش صنعت



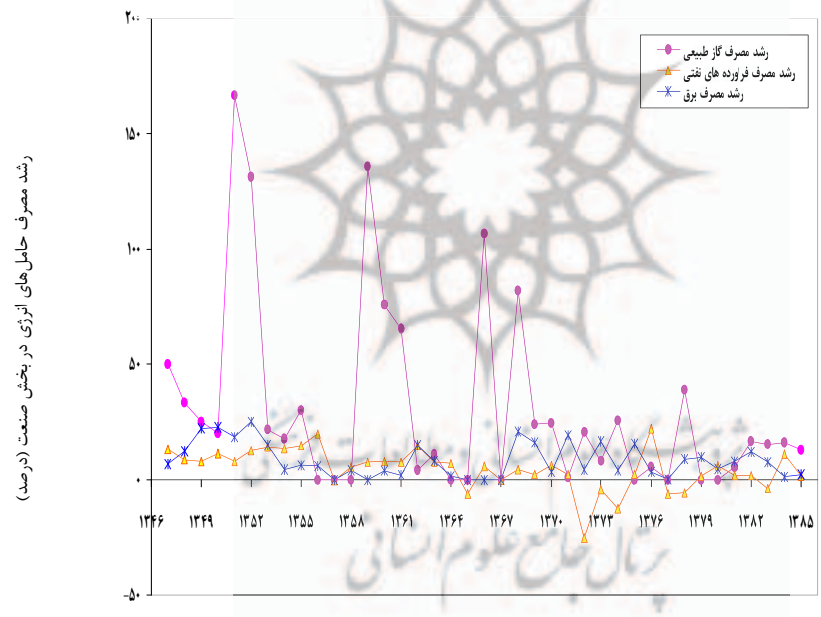
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۲: نمودار سهم مصرف برق، گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی از کل مصرف انرژی بخش صنعتی



مأخذ: نتایج تحقیق

شکل ۳: نمودار رشد مصرف برق، گاز طبیعی و فراورده‌های نفتی بخش صنعت



مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۲- شدت مصرف انرژی در بخش صنعت ایران

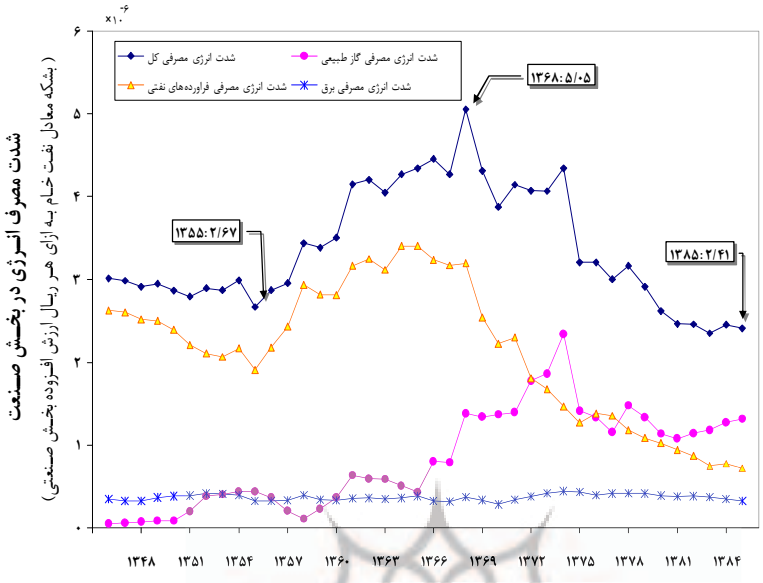
شدت انرژی شاخصی است که از طریق آن می‌توان به روند تغییر کارایی انرژی در طی زمان پی برد. شدت انرژی یا انرژی بری، مقدار مصرف انرژی (بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام) به تولید ناخالص داخلی (بر حسب میلیارد ریال) است.

شدت مصرف انرژی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه متفاوت است. کشورهای توسعه یافته به دلیل استفاده از تکنولوژی‌های جدید و مدیریت واحدهای تولیدی، مصرف کنندگان و بهره‌برداری معتدل از منابع و عوامل تولید توانسته‌اند شدت مصرف انرژی را در بخش‌های اقتصادی خود کاهش دهند. روند نزولی شدت انرژی در کشورهای صنعتی از دهه‌ی ۱۹۶۰ آغاز و پس از بحران‌های انرژی سرعت آن بیشتر شده است و با اجرای مدیریت صحیح و صرفه‌جویی در مصرف ذخایر منابع انرژی، مقدار انرژی بری هر واحد تولید کاهش یافته است. عواملی همچون تغییر در ساختار تولید می‌تواند شدت انرژی را تحت تاثیر قرار دهد؛ یعنی شدت انرژی به میزان تولید و چگونگی مصرف انرژی بستگی دارد. از سوی دیگر، میزان تولید و مصرف خود تابعی از قیمت انرژی است (عمادزاده و همکاران، ۱۳۸۲).

با توجه به تعریف شدت مصرف انرژی، این شاخص در بخش صنعت بیانگر میزان انرژی مصرفی در بخش صنعت به ازای هر ریال ارزش افزوده‌ی این بخش است. از دهه‌ی ۱۹۶۰ به بعد در کشورهای صنعتی شدت انرژی در صنعت روند نزولی داشته است. در حالی که در ایران شدت مصرف انرژی با نوساناتی همراه بوده است. شکل (۴) نشان می‌دهد که شدت مصرف انرژی کشور از سال ۱۳۵۵ (با شدت انرژی برابر $۲/۶۷\times۱۰^{-۶}$ بشکه نفت خام به ازای هر ریال ارزش افزوده بخش صنعت)، روند صعودی را آغاز کرده و با وقوع انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷ از روند تقریباً ثابت سال‌های قبل فراتر رفته است. این روند افزایشی تا پایان جنگ تحمیلی (۱۳۶۸) ادامه یافته و به مقدار $۵/۰۵\times۱۰^{-۶}$ بشکه نفت خام به ازای هر ریال ارزش افزوده‌ی بخش صنعت رسیده است. با پایان جنگ و اجرای سیاست‌های مدیریت صحیح و صرفه جویی درمصرف منابع، انرژی لازم برای هر واحد ریالی تولید، روند نزولی داشته و به مقدار $۲/۴۱\times۱۰^{-۶}$ بشکه نفت خام به

ازای هر ریال ارزش افزوده بخش صنعت در سال ۱۳۸۵ رسیده است. در شکل (۴) شدت حامل‌های انرژی مصرفی بخش صنعت نیز، جهت مقایسه، آورده شده است.

نمودار ۴: شدت مصرف انرژی گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی، برق و کل در بخش صنعت



مأخذ: نتایج تحقیق

۵- روش شناسی تحقیق و روش انتخابی

۵-۱-روش شناسی تحقیق

در اکثر مطالعات انجام شده برای تعیین علیت، از آزمون علیت گرنجری به عنوان راه حل کلیدی استفاده شده است. روش‌های دیگری نیز برای آزمون علیت به کار برده شده است که بخشی از آنها به وسیله‌ی تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی توسعه داده شده‌اند. با این مقدمه، روش شناسی مطالعات انجام شده را می‌توان در چهار گروه اصلی دسته‌بندی کرد:

اولین گروه روش‌شناسی مطالعاتی است که توسط گرنجر (۱۹۶۹) و سیمز[۲۳] (۱۹۷۲) برای کشورهای توسعه یافته‌ای همچون ایالات متحده آمریکا در دوره‌ی زمانی ۱۹۸۸-۱۹۴۷ به کار برده شده است.

[23] Simes

گروه دوم مطالعات، تکنیک هشیائو (۱۹۸۱) را به کار برده‌اید که آزمون علیت گرنجر را به وسیله‌ی ترکیب کردن معیار آکائیک[۲۴] (۱۹۶۹) و معیار خطای پیش بینی نهایی[۲۵] گسترش داد. این مطالعات کشورهایی همچون ایالات متحده، آمریکای لاتین و چند کشور آسیایی در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰-۱۹۴۷ را در بر می‌گیرد.

گروه سوم مطالعات متدلوژیکی مربوط به هم انباشتگی و مدل تصحیح خطا (گرنجر، ۱۹۸۸) است که در چندین مطالعه‌ی جداگانه برای تعدادی از کشورهای توسعه یافته و برخی از کشورهای در حال توسعه به کار برده شد و دوره‌ی زمانی ۲۰۰۲-۱۹۵۰ را شامل می‌شود.

گروه چهارم، مربوط به آزمون علیت تودا و یاماماتو[۲۶] (۱۹۹۵) است. با ارائه‌ی این آزمون، مشکلاتی نظیر قدرت پایین آزمون‌های ریشه واحد و عدم قابلیت اطمینان آزمون‌های هم انباشتگی در نمونه‌های کوچک برطرف می‌شود.

یافته‌ها و نتایج به‌دست آمده از کشورها، روش‌های گوناگون، مجموعه‌ی داده‌ها و دوره‌های مختلف در نوشته‌های فوق‌الذکر، تصویری روشن و دستورالعملی خاص برای سیاست گذاران ارائه نمی‌دهند. در این مقاله، برای دوری از مشکلاتی که در کاربرد روش‌های گروه اول تا سوم وجود دارد، از روش تودا- یاماموتو به عنوان روشی مطلوب به بررسی رابطه‌ی علّی بین متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی و مصرف انواع حامل‌های انرژی بخش صنعت در ایران پرداخته می‌شود.

۵-۲- روش انتخابی

تودا و یاماموتو برای بررسی رابطه‌ی علیت، از یک مدل خود بازگشت برداری تعدیل یافته استفاده کردند. در این روش باید وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود بازگشت برداری (k) و درجه‌ی مانایی ماکزیمم (d_{max}) را مشخص کرد. سپس، مدل خودبازگشت برداری را، با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد به شرطی که $k \geq d_{max}$ باشد. با فرض اینکه مجموع k و d_{max} برابر ۲ باشد معادله‌ی خود بازگشت برداری به صورت زیر خواهد بود:

[24] Akaike Information Criterion (AIC)
[25] Final Prediction Error (FPE)
[26] Toda and Yamamoto

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{1t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{2o} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

در این مدل اگر ضرایب $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ باشند می‌توان این فرضیه را که X_2 علّت گرنجر X_1 نیست، آزمون کرد. آماره‌ی آزمون برای آزمودن فرض صفر، آماره والد با توزیع χ^2 و درجه‌ی آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. زاپاتا و رامبالدی[27] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبه‌ی مدل خود بازگشت برداری و درجه‌ی پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند (آرمن و زارع، ۱۳۸۴).

۶- آزمون ریشه‌ی واحد زیوت- اندریوز

یکی از مشکلات معمول در آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، در نظر نگرفتن شکست ساختاری سری‌های زمانی در آن است و این امر گاهاً باعث می‌شود که فرض صفر مبنی بر ناایستا بودن متغیر به اشتباه پذیرفته شود. پرون در سال ۱۹۸۹ با در نظر گرفتن یک متغیر مجازی، آزمون ریشه واحد دیکی- فولر را توسعه داد. بر این اساس از سه معادله‌ی جایگزین استفاده نمود. در این معادلات اجازه داده می‌شد که عرض از مبدأ، شیب و یا هر دو، تغییر (انتقال) یابند. در این مدل‌ها متغیر دامی به کار رفته به صورت برونزا در نظر گرفته شده بود.

در روند بررسی‌ها و مطالعات انجام شده روی متغیرهای مختلف با وجود شکست ساختاری، مشاهده شد که در بعضی از موارد آزمون پرون نتایج درستی در مورد مانایی متغیرهای به کار رفته ارائه نمی‌کند. بر این اساس، زیوت و اندریوز در سال ۱۹۹۲ متغیر شکست ساختاری را درونزا در نظر گرفته و مدل‌های زیر را برای تعیین سال شکست ساختاری ارائه نمودند:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

[27] Zapata and Rambaldi

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در این مدل‌ها، TB تاریخ شکست ساختاری است و مقدار آن بین مشاهده اول و آخر سری زمانی قرار دارد ($1 < TB < T$). متغیر DU_t متغیر مجازی است که برای زمان‌های بالاتر از زمان شکست (TB) برابر یک و برای سایر زمان‌ها مقدار صفر به خود می‌گیرد. همچنین، متغیر DT_t برای زمان‌های بالاتر از TB مقدار ($t - TB$) و سایر زمان‌ها مقدار صفر به خود می‌گیرد. به عبارتی دیگر :

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > TB \\ 0 & t \le TB \end{cases}$$

$$1 < TB < t$$

$$DT_t = \begin{cases} t - TB & t > TB \\ 0 & t \le TB \end{cases}$$

معادله‌ی (۴) شامل روند و یک تغییر در عرض از مبدأ، معادله‌ی (۵) شامل روند و تغییر در شیب و مدل (۶) ترکیبی از مدل‌های (۴) و (۵) است و شامل روند، تغییر در شیب و تغییر در عرض از مبدأ می‌باشد. فرض صفر برای آزمون ریشه واحد مذکور $\alpha = 0$ و فرض مقابل آن $\alpha < 0$ است. زیوت و اندریوز در سال ۱۹۹۲ برای انتخاب تاریخ شکست ساختاری، یک فاصله‌ی زمانی به صورت $0/15T < TB < 0/85T$ پیشنهاد نمودند. همچنین، K بهینه بر اساس کمترین مقدار معیار شوارتز (SIC) انتخاب می‌شود (لین و وانگ،[28] ۲۰۰۸).

در این آزمون، معادلات (۴)، (۵) و (۶) به روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های مختلف تخمین زده می‌شود. سال‌هایی که رگرسیون‌های آنها پایین‌ترین آماره‌ی t را دارند به عنوان سال شکست ساختاری انتخاب می‌شوند.

۷- نتایج تجربی تحقیق

۷-۱- نتایج آزمون‌های ریشه‌ی واحد

آزمون زیوت- اندریوز برای تمامی متغیرهای موجود در الگو انجام شده است. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، برق، فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی و کل مصرف انرژی بخش صنعت بر اساس معادلات پیشنهادی

[28] Lin and Wang

زیوت- اندریوز به شرح جدول (۲) است. با توجه به نتایج به دست آمده برای سال‌های شکست ساختاری می‌توان از آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون تعمیم یافته استفاده کرد (جدول‌های ۳ و ۴). با توجه به نتایج به دست آمده، فرض صفر مبنی بر غیر ایستا بودن متغیرها برای متغیرهای مصرف فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی در سطح معنی داری ۱٪ رد می‌شود، اما برای متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، مصرف برق و کل مصرف انرژی در سطح معنی داری ۱٪ رد نمی‌شود. بنابراین، مصرف فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی در سطح مانا هستند و متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، مصرف برق و کل مصرف انرژی در سطح مانا نیستند. آزمون مانایی تفاضل اول متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، مصرف برق و کل مصرف انرژی در بخش صنعت نیز انجام گرفت. نتایج به دست آمده بیانگر مانا بودن این متغیرها در سطح معنی داری ۱٪ است. آزمون انجام گرفته همراه با فرض وجود جمله‌ی ثابت برای متغیرهای ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، مصرف برق، گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی و مصرف کل انرژی بخش صنعت است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد زیوت- اندریوز برای تعیین تاریخ شکست ساختاری

	* Series	T_t	TB	Lag	$\hat{\mu}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
مدل (۴)	IND	۳۸	۱۳۶۷	۱	۱۳۵/۲۰۸۰ -	-۱۳/۲۴۸۷۹	۶۱۵/۱۱۰۴	-	۰/۰۸۷۵۷
	ELEC	۳۸	۱۳۷۶	۰	۰/۳۷۲۵۱	-۰/۰۲۱۷۷	۱/۱۵۴۰۶	-	۰/۰۱۸۴۷
	OIL	۳۸	۱۳۷۱	۰	۵/۶۹۵۶۰	۱/۰۱۹۸۷	-۱۷/۶۵۰۰۳	-	-۰/۳۸۹۴
	GAS	۳۸	۱۳۷۱	۸	-۲/۵۲۸۸۴	۰/۴۲۴۲۵	۱/۹۱۵۲۰	-	-۰/۱۱۲۶۷
	Total	۳۸	۱۳۷۶	۰	۲/۱۹۶۸۵	۱/۲۴۶۱۰	-۰/۲۱۲۲۸	-	-۰/۲۴۹۱۰
مدل (۵)	IND	۳۸	۱۳۶۷	۱	۱۲۲۷/۱۴۸	۲۹۳/۷۰۳۶	-	۱۴۶۴/۳۹۵	-۰/۲۴۹۵۴
	ELEC	۳۸	۱۳۷۶	۰	۱/۲۲۳۶۳	۰/۰۷۱۴۹	-	۰/۳۹۱۸۷	-۰/۳۷۱۶۲
	OIL	۳۸	۱۳۷۱	۰	۴/۸۵۸۵۰	۰/۰۱۶۹۵	-	۰/۰۰۵۵۱	-۰/۰۸۶۴۰
	GAS	۳۸	۱۳۶۳	۷	-۲/۰۰۴۷۴	۰/۴۶۲۷۸	-	۱/۴۴۹۵۶	-۰/۱۹۹۶۰
	Total	۳۸	۱۳۷۶	۰	۵/۱۲۷۲۷	۱/۱۰۸۸۸	-	۱/۵۱۳۲۰	-۰/۲۷۳۴۰
مدل (۶)	IND	۳۸	۱۳۶۷	۱	۱۱۰۶/۱۲۱	۳۱۵/۵۸۶۵	-۱۲۸۶/۴۷۴	۱۶۳۱/۳۴۱	-۰/۲۵۷۱۷
	ELEC	۳۸	۱۳۶۷	۰	۱/۱۶۹۸۷	۰/۰۵۷۸۹	۰/۲۱۰۱۰	۰/۳۵۵۲۲	-۰/۳۳۲۱۳
	OIL	۳۸	۱۳۷۱	۰	۶/۷۲۷۷۶	۱/۷۸۶۳۹	-۲۰/۷۳۷۸۷	-۱/۰۸۱۷۳	-/۶۴۸۱۶
	GAS	۳۸	۱۳۶۲	۷	-۳/۱۲۸۲۸	۰/۵۸۹۵۹	-۸/۱۰۰۰۱	۲/۴۳۹۹۱	-۰/۲۲۰۲۷
	Total	۳۸	۱۳۷۶	۰	۳/۷۴۵۴۹	۲/۲۹۳۵۵	-۱۹/۶۶۱۸	۳/۸۸۵۷۱	-۰/۵۰۳۵۹

* T_t حجم نمونه، TB سال شکست ساختاری، Lag مقدار وقفه بهینه که بر اساس معیار SBC انتخاب شده است، $\hat{\mu}$ ، $\hat{\beta}$ ، $\hat{\theta}$ ، $\hat{\gamma}$ و $\hat{\alpha}$ ضرایب معادلات (۴)، (۵) ، (۶) و IND ارزش افزوده‌ی بخش صنعت، $ELEC$ مصرف برق، OIL مصرف فرآورده‌های نفتی، GAS مصرف گاز طبیعی و $Total$ کل مصرف انرژی در بخش صنعت هستند.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون (سطح داده‌ها)

متغیر	آماره‌ی آزمون	مقادیر بحرانی در سطوح معنی داری			وقفه‌ی بهینه (K)	نتیجه
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
IND	-۲/۸۹۶۰	-۴/۲۲۶۸	-۳/۵۳۶۶	-۳/۲۰۰۳	۱	در سطح مانا نیست
ELEC	-۲/۵۶۱۹	-۴/۲۱۹۱	-۳/۵۳۳۱	-۳/۱۹۸۳	۰	در سطح مانا نیست
OIL	-۶/۷۰۶۹	-۴/۲۱۹۱	-۳/۵۳۳۱	-۳/۱۹۸۳	۰	در سطح ماناست
GAS	-۵/۲۱۵۰	-۴/۲۹۶۷	-۳/۵۶۸۴	-۳/۲۱۸۴	۸	در سطح ماناست
Total	-۳/۶۴۲۶	-۴/۲۱۹۱	-۳/۵۳۳۱	-۳/۱۹۸۳	۰	در سطح مانا نیست

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون (تفاضل مرتبه‌ی اول)

متغیر	آماره‌ی آزمون	مقادیر بحرانی در سطوح معنی داری			وقفه‌ی بهینه (K)	نتیجه
		٪۱	٪۵	٪۱۰		
IND	-۵/۰۹۶۳	-۴/۲۳۵۰	-۳/۵۴۳۳	-۳/۲۰۲۴	۱	در تفاضل مرتبه‌ی اول ماناست
ELEC	-۴/۹۰۸۲	-۴/۲۲۶۸	-۳/۵۳۶۶	-۳/۲۰۰۳	۰	در تفاضل مرتبه‌ی اول ماناست
Total	-۸/۲۳۳۳	-۴/۲۲۶۸	-۳/۵۳۶۶	-۳/۲۰۰۳	۰	در تفاضل مرتبه‌ی اول ماناست

مأخذ: نتایج تحقیق

۷-۲- تعیین وقفه‌ی بهینه برای مدل خود بازگشت برداری

برای تعیین وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود بازگشت برداری می‌توان از معیارهایی همچون آزمون نسبت حداکثر احتمالات ممکن،[29] معیار اطلاعاتی آکائیک، معیار شوارتز،[30] معیار خطای نهایی پیش‌بینی و معیار هنان کوئین[31] استفاده نمود. در این پژوهش تمامی معیارها تا ۱۰ وقفه بررسی شده است. به دلیل صرفه‌جویی فقط نتایج معیار شوارتز تا ۳ وقفه آورده شده است. این معیار با توجه به فرمول زیر محاسبه می‌شود (ابریشمی، ۱۳۸۱، ص ۹۵۷):

$$SIC = TLog\left|\sum\right| + NLog(T) \qquad (۸)$$

که در آن $\left|\sum\right|$ دترمینان ماتریس واریانس- کوواریانس پسماندهای سیستم، N تعداد کل پارامترهای برآورد شده سیستم و T تعداد مشاهدات مورد استفاده

در جدول (۵) مقادیر معیار شوارتز ارائه شده است که همگی آنها بیانگر این هستند که وقفه‌ی یک، وقفه‌ی بهینه برای مدل خود بازگشت برداری است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[29] Maximum Likelihood
[30] Schwarz information criterion (SIC)
[31] Hannan-Quinn information criterion (HQ)

جدول ۵: وقفه‌ی بهینه (K^*) برای متغیرهای مصرف برق، گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی و کل مصرف انرژی در بخش صنعتی با استفاده از معیار *SIC*

وقفه	مقادیر SIC			
	ELEC, IND	*OIL, IND*	*GAS, IND*	*Total, IND*
۰	۲۷/۲۰۵۵	۳۰/۸۹۶۲	۳۰/۳۱۱۶	۳۱/۴۹۴۸
۱	۲۲/۶۴۹۰*	۲۴/۱۸۷۷*	۲۵/۱۶۰۳*	۲۵/۴۳۸۹*
۲	۲۲/۷۵۱۲	۲۴/۲۷۷۴	۲۵/۴۲۴۷	۲۵/۶۴۱۴
۳	۲۳/۰۷۴۷	۲۴/۲۵۱۲	۲۵/۴۱۹۱	۲۵/۶۱۴۴

مأخذ: نتایج تحقیق

۷-۳-نتایج آزمون تودا- یاماموتو

در این روش به اطلاعاتی در مورد درجه‌ی پایایی متغیرها و وقفه‌ی بهینه نیازمندیم. با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز، پایایی ماکزیمم و وقفه‌ی بهینه برای تمامی مدل‌های خود بازگشت برداری به کار برده شده، هر دو برابر یک می‌باشد.

برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین ارزش افزوده‌ی بخش اقتصادی و حامل‌های مصرفی این بخش (برق، گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی و کل مصرف انرژی) از معادله‌های ۹ تا ۱۶ با تعداد دو وقفه ($d_{\max}+k=۱+۱=۲$) استفاده می‌شود و آزمون والد برای آزمون ضرایب به دست آمده از مدل خود بازگشت برداری به کار برده می‌شود.

$$IND_t = \alpha_۱ + \sum_{i=۱}^{۲} \beta_{i۱} IND_{t-i} + \sum_{i=۱}^{۲} \lambda_{i۱} ELEC_{t-i} + \nu_{t۱} \qquad (۹)$$

$$ELEC_t = \alpha_۲ + \sum_{j=۱}^{۲} \delta_{j۱} ELEC_{t-j} + \sum_{j=۱}^{۲} \gamma_{j۱} IND_{t-j} + \varepsilon_{t۱} \qquad (۱۰)$$

$$IND_t = \alpha_۳ + \sum_{i=۱}^{۲} \beta_{i۲} IND_{t-i} + \sum_{i=۱}^{۲} \lambda_{i۲} GAS_{t-i} + \nu_{t۲} \qquad (۱۱)$$

$$GAS_t = \alpha_۴ + \sum_{j=۱}^{۲} \delta_{j۲} GAS_{t-j} + \sum_{j=۱}^{۲} \gamma_{j۲} IND_{t-j} + \varepsilon_{t۲} \qquad (۱۲)$$

$$IND_t = \alpha_۵ + \sum_{i=۱}^{۲} \beta_{i۳} IND_{t-i} + \sum_{i=۱}^{۲} \lambda_{i۳} OIL_{t-i} + \nu_{t۳} \qquad (۱۳)$$

$$OIL_t = \alpha_{۶} + \sum_{j=۱}^{۲} \delta_{j۳} OIL_{t-j} + \sum_{j=۱}^{۲} \gamma_{j۳} IND_{t-j} + \varepsilon_{t۳} \quad (۱۴)$$

$$IND_t = \alpha_{۷} + \sum_{i=۱}^{۲} \beta_{i۴} IND_{t-i} + \sum_{i=۱}^{۲} \lambda_{i۴} Total_{t-i} + \nu_{t۴} \quad (۱۵)$$

$$Total_t = \alpha_{۸} + \sum_{j=۱}^{۲} \delta_{j۴} Total_{t-j} + \sum_{j=۱}^{۲} \gamma_{j۴} IND_{t-j} + \varepsilon_{t۴} \quad (۱۶)$$

۷-۴- نتایج آزمون والد

جدول (۶) نتایج آزمون والد را نشان می‌دهدکه بیانگر وجود یک رابطه‌ی علی دو طرفه بین مصرف برق و ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی و یک رابطه‌ی علی یک طرفه از طرف ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی به مصرف گاز طبیعی، فراورده‌های نفتی و کل انرژی مصرفی وجود دارد و عکس آن صادق نیست.

جدول ۶: نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر تأثیر گذار	فرض H.	آماره والد (χ^2)	P-Value	نتیجه‌گیری
IND	*ELEC*	$\lambda_{i۱} = ۰$	۳/۹۰۸۷	۰/۰۴۸۰	*ELEC → IND*
ELEC	*IND*	$\gamma_{j۱} = ۰$	۱۴/۷۵۲۳	۰/۰۰۰۱	*IND → ELECT*
IND	*GAS*	$\lambda_{i۲} = ۰$	۱/۲۹۳۱	۰/۵۲۳۹	*GAS ↛ IND*
GAS	*IND*	$\gamma_{j۲} = ۰$	۸/۷۹۴۲	۰/۰۱۲۳	*IND → GAS*
IND	*OIL*	$\lambda_{i۲} = ۰$	۳/۹۸۹۸	۰/۱۳۶۰	*OIL ↛ IND*
OIL	*IND*	$\gamma_{j۳} = ۰$	۸/۷۳۰۵	۰/۰۱۲۷	*IND → OIL*
IND	*Total*	$\lambda_{i۴} = ۰$	۰/۱۱۳۷	۰/۹۴۴۷	*Total ↛ IND*
Total	*IND*	$\gamma_{j۴} = ۰$	۷/۵۶۶۰	۰/۰۲۲۸	*IND → Total*

مأخذ: نتایج تحقیق

۸- بحث و بررسی یافته ها و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، با استفاده از آزمون تودا - یاماموتو به بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین مصرف حامل‌های انرژی در بخش صنعت و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت برای داده‌های سری زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۷ در ایران پرداخته شد. به دلیل وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی به کار رفته، آزمون‌های زیوت -اندریوز

و فیلیپس - پرون برای تعیین سال‌های شکست ساختاری و بررسی مانایی متغیرهای تحقیق مورد استفاده قرار گرفت. بر این اساس، سری‌های زمانی مصرف فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی در سطح دادها و متغیرهای مصرف برق، کل انرژی و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت با یک تفاضل‌گیری مانا شدند. همچنین، نتایج آزمون تودا- یاماموتو نشان می‌دهد که رابطه‌ی علی دو طرفه بین مصرف انرژی برق و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت وجود دارد. بنابراین، تغییر در مصرف برق و ارزش افزوده‌ی بخش صنعت بر یکدیگر اثر گذاشته و محرک هم محسوب می‌شوند. از طرفی دیگر، این آزمون رابطه‌ی علی یک طرفه‌ای را از ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به مصرف انرژی گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی نشان داده است. با توجه به این نتایج، می‌توان در بخش صنعت سیاست صرفه‌جویی را بدون نگرانی از اثر گذاری بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت اجرا کرد و در نتیجه از میزان شدت انرژی مصرفی و هزینه‌های تولید کاست.

طبق یافته‌های تحقیق، از طرف ارزش افزوده‌ی بخش صنعتی به کل انرژی مصرفی یک رابطه‌ی علی یک طرف وجود دارد. اگر به این نتیجه استناد شود، می‌توان سیاست صرفه‌جویی را در مورد انرژی کل به‌کار برد بدون اینکه بر ارزش افزوده‌ی بخش صنعت اثری داشته باشد. اما این مسأله با توجه به نتایج به دست آمده از بررسی مجزای حامل‌های انرژی، فقط در مورد مصرف گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی بخش صنعت صادق است. بنابراین، در بررسی‌هایی که روی یک متغیر کل صورت می‌گیرد، باید اثرات اجزای تشکیل دهنده‌ی آن را نیز مورد کنکاش قرار داد تا نتایج به دست آمده از اطمینان کافی برخوردار باشد.

در مجموع از این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که برای بالا بردن بهره‌وری و کم کردن هزینه‌های تولید در بخش صنعت کشور می‌توان از مصرف حامل‌های انرژی گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی بخش صنعت کاست بدون اینکه بر ارزش افزوده‌ی این بخش اثری داشته باشد؛ ولی در مورد حامل انرژی برق نمی‌توان بدون در نظر گرفتن اثر انقباضی، سیاست صرفه‌جویی را اجرا کرد.

جهت پیشبرد اهداف و سیاست‌های اجرایی انرژی کشور می‌توان پیشنهادهای زیر را مطرح کرد:

۱- در تعیین استانداردهای مصرف سوخت صنایع کشور، مد نظر قرار دادن نتایج پژوهش‌هایی مانند این پژوهش توصیه می‌شود.

۲- در جهت اجرای سیاست‌های صرفه‌جویی مصرف سوخت، افزایش آگاهی مدیران و برنامه‌ریزان صنایع کشور حایز اهمیت است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

آرمن، سید عزیز و روح الله زارع. (۱۳۸۴). بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سالهای ۱۳۸۱-۱۳۴۶. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۲۴: ۱۱۷-۱۴۳.

ابریشمی، حمید و آذر مصطفایی. (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران. مجله دانش و توسعه، ۱۴: ۴۵-۱۱.

ابریشمی، حمید. (۱۳۸۱). اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین). تهران: موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۸۶). حساب‌های ملی ایران، ادارهٔ حساب‌های اقتصادی.

بهبودی، داود، بهزاد سلیمانی و افشین خلیل‌پور. (۱۳۸۶). بررسی رابطه تقاضای واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶). ششمین همایش ملی انرژی.

طاهری فرد، احسان و علی رحمانی. (۱۳۷۶). رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران، دومین همایش ملی انرژی ایران، کمیته ملی انرژی جمهوری اسلامی ایران، وزارت نیرو.

عمادزاده، مصطفی، رحیم دلالی اصفهانی، علی مراد شریفی و مهدی صفدری. (۱۳۸۲). تحلیلی از روند شدت انرژی در کشورهای *OECD*. پژوهشنامه بازرگانی، ۲۸: ۱۱۸-۹۵.

قبادی، نسرین. (۱۳۷۶). بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران. دومین همایش ملی انرژی ایران. کمیته ملی انرژی جمهوری اسلامی ایران، وزارت نیرو.

ملکی، رضا. (۱۳۷۸). بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

مصطفوی، سید مهدی. (۱۳۸۶). بررسی رابطه‌ی علی پول و تورم در اقتصاد ایران. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی (اقتصاد مقداری)، ۴(۳): ۱۷- ۳.

نجارزاده، رضا و اعظم عباس محسن. (۱۳۸۳). رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران. مطالعات اقتصاد انرژی، ۲: ۸۰-۶۱.

وزارت نیرو. (سال‌های مختلف). ترازنامه انرژی ایران. معاونت امور انرژی دفتر برنامه‌ریزی انرژی.

Akaike, H. (1969). Fitting Autoregressive Models for Prediction. Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 21: 243-247.

Altinay, G. E. Karağol. (2005). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey. Energy Economics, 27: 849-856.

Apergis, N. & J.E. Payne. (2008). Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model. Energy Economics.

Aqeel, A. & Butt, M.S. (2001). The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan. Asia-pacific development, 8: 101-110.

Chen, S. T., H.I. Kuo & C.C. Chen. (2007). The Relationship between GDP and Electricity Consumption in 10 Asian Countries. Energy Policy, 35: 2611-2621.

Chontanawat, J., L.C. Hunt & R.G. Pierse. (2007). Causality between Energy Consumption and Economic Growth in OECD and Non-OECD Countries: A Panel Cointegration Approach. Proceeding paper at the 27th USAEE/IAEE North American Conference on 'Developing & Delivering Affordable Energy in the 21st Century', Houston, Texas, USA: 16-19.

Fatai, K., L. Oxley & F.G. Scrimgeour (2004). Modeling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, The Philippines and Thailand. Mathematics and Computer in Simulation, 64: 431-445.

Ghosh, S. (2002). Electricity Consumption and Economic Growth in India. Energy Policy, 30: 125-129.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica 36: 424-438.

Granger, C.W.J. (1988). Some Recent Developments in a Concept of Causality. Journal of Econometrics, 39: 199- 212.

Hatemi A. M. Irandoust. (2005). Energy Consumption and Economic Growth in Sweden: A Leveraged Bootstrap Approach, 1965-2000. Applied Econometrics and Quantitative Studies, Euro-American Association of Economic Development, 2-4: 87-98.

Hsiao, C. (1981). Autoregressive Modeling and Money-Income Energy Causality Detection. Journal of Monetary Economics, 85-106.

Lee, C.C. & CP. Chang. (2005). Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan. Enegy Economics, 27(6): 857-872.

Lin, M.Y. & J.S.N. Wang. (2008). Mean Reversion of Balance of Payments Evidence from G7 Sequential Trend Break Unit Root Tests. Economics Bulletin, 4(6): 1-10.

Morimoto, R. & C. Hope. (2004). The Impact of Electricity Supply on Economic Growth in SriLanka. Energy Economics, 26: 77-85.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. Econometrica, 57: 1361-1401.

Shiu, A. & P. Lam. (2004). Electricity Consumption and Economic Growth in China. Energy Policy, 32: 47-54.

Sims, C. (1972). Money, Income and Causality. American Economic Review, 62: 37-150.
Soytas, U. & R. SariEnergy. (2003). Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets. Energy Economics, 25: 33- 37.
Stern, D.I. & C.J. Celeveland. (2004). Energy and Economic Growth. Rensselaer Working Papers, 0410.
Toda, H.Y. & T. Yamamoto. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. Econometrics, 66: 225-250.
Wolde-Rufael, Y. (2006). Electricity Consumption and Economic Growth: A Time Series Experience for 17 African Countries. Energy Policy, 34: 1106-1114.
Yang, H. Y. (2000). A Note of the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan. Energy Economics, 22: 309-317.
Yoo, S. H. (2006). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Korea. Energy Policy, 33:1627-1632.
Zapata, H.O. & A.N. Rambaldi. (1997). Monte-Carlo Evidence on Cointegration and Causation. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 59: 285-298.
Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (1992). Further Evidence on The Great Crash, The Oil Price Shock. and The Unit Root Hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10: 251-270.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی