مجله اقتصادی
شماره‌های ۱۱ و ۱۲، بهمن و اسفند ۱۳۹۲، صفحات ٤٦- ۳۱

نگاهی به رابطه رشد اقتصادی و تقاضای انرژی در ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)

محمدحسن فطرس
استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا
fotros@basu.ac.ir

سمانه رشیدی‌اصل
کارشناس‌ارشد اقتصاد
samanehrashidi@yahoo.com

با توجه به ارتباط نزدیک بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی، شناخت رابطه علیت بین این دو متغیر در تدوین سیاست‌های بخش انرژی مؤثر است. در این تحقیق، رابطه علیت بین متغیرهای مورد اشاره بررسی خواهد شد. نتایج بیانگر وجود رابطه علیت دوطرفه بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی و نیز عدم‌وجود رابطه علیت بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی است. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا بیانگر وجود رابطه علی یک طرفه از تقاضای واسطه‌ای انرژی به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است، همچنین رابطه علی یک طرفه از تقاضای نهایی انرژی به رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: ایران، تقاضای واسطه‌ای و نهایی انرژی، رشد اقتصادی، روش تودا و یاماموتو، روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی.

۱. مقدمه

هدف اصلی جهت‌گیری رشد اقتصادی، افزایش توان تولید کالاها و خدمات در کشور است، بنابراین کاهش در مصرف انرژی در صورتی توجیه‌پذیر است که در تحقق هدف اصلی خللی وارد نسازد. چنانچه رابطه علی و تناسبی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود نداشته باشد می‌توان از سیاست‌های صرفه‌جویی بدون اینکه آثار نامطلوبی بر تولید اقتصاد داشته باشند بهره جست. شناخت این رابطه و تحلیل آن می‌تواند چشم‌اندازی از وضعیت مصرف انرژی در بخش‌های نهایی و واسطه‌ای ارائه نماید، همچنین تعیین چگونگی این رابطه می‌تواند به دقت سیاست‌های بخش انرژی کمک نماید.

در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است، اما مقالات محدودی این رابطه را از دو بعد تقاضای نهایی انرژی (خانگی و تجاری) و تقاضای واسطه‌ای انرژی (صنعت، کشاورزی و حمل‌ونقل) بررسی نموده‌اند. مقاله حاضر به بررسی رابطه تقاضای نهایی انرژی و تقاضای واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران برای سال‌های (۱۳۸۶-۱۳۵۳) با استفاده از

روش‌های خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی و مدل تصحیح خطا می‌پردازد. داده‌های مورد استفاده از آمارهای شرکت مادر تخصصی توانیر و حساب‌های ملی بانک مرکزی اخذ شده‌اند. در طول زمان رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با ابهاماتی همراه بوده است. از اواخر دهه ۱۹۷۰ اقتصاددانان و تحلیلگران متعددی از زوایای مختلف آن را بررسی نموده‌اند.

فاتای و همکاران (۲۰۰۱) با استفاده از روش آزمون علیت گرنجر تودا- یاماموتو به بررسی رابطه علیت و روابط بلندمدت مصرف انواع حامل‌های انرژی با اشتغال و رشد اقتصادی پرداختند. نتایج آنها بیانگر ارتباط بلندمدت یک طرفه از مصرف برق به اشتغال و همچنین از مصرف نفت به اشتغال بود، اما هیچ ارتباط بلندمدتی بین مصرف نهایی انرژی، مصرف گاز و مصرف ذغال‌سنگ با اشتغال وجود نداشت. آنها ارتباط بین رشد اقتصادی و اشتغال را به‌صورت یک طرفه از طرف رشد اقتصادی به طرف اشتغال پیدا کردند.

سوتاس و ساری (۲۰۰۳) با استفاده از روش‌های همجمعی و علیت گرنجری به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ۷ کشور پرداختند. متغیرهایی که استفاده نمودند تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف سرانه انرژی بود. کشورها و بازه زمانی مورد مطالعه آنها آرژانتین (۱۹۹۰-۱۹۵۰)، کره‌جنوبی (۱۹۹۱-۱۹۵۳)، ترکیه، فرانسه، آلمان، ژاپن و ایتالیا (۱۹۹۲-۱۹۵۰) است. یافته‌های آنها نشان می‌دهد رابطه علیت دوطرفه برای کشور آرژانتین وجود دارد، در حالی که این رابطه برای ایتالیا و کره‌جنوبی یک طرفه و از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی است، همچنین رابطه علیت یک طرفه‌ای از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی در کشورهای ترکیه، آلمان، فرانسه و ژاپن وجود دارد.

لی و چانگ (۲۰۰۵) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و حامل‌های انرژی و تولید ناخالص داخلی برای تایوان برای دوره (۲۰۰۳- ۱۹۵۴) پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که در بلندمدت انرژی محرک رشد اقتصادی است، در نتیجه سیاست‌های تحدید انرژی می‌تواند به رشد اقتصادی آسیب رساند، همچنین دریافتند که همجمعی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی پایدار نیست و وقایع اقتصادی پایداری دو سری زمانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (شکست ساختاری).

یمانی (۲۰۰۵) رابطه بلندمدت بین مصرف سرانه انرژی و سرانه تولید ناخالص داخلی را برای ۱۹ کشور اروپایی در دوره (۲۰۰۱-۱۹۷۱) با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی مورد بررسی قرار داده است. وی با استفاده از روش تودا و یاماموتو رابطه علیت بین متغیرها را بررسی نموده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت تنها در ۸ کشور و رابطه علیت تنها در ۱۰ کشور وجود دارد.

جوبرت و کارانفیل (۲۰۰۷) رابطه علیت بین مصرف انرژی (کل و مصرف انرژی در بخش صنعتی) و درآمد را در کشور ترکیه بررسی نمودند. مطالعات گذشته نشان می‌دهد که در کشور ترکیه رابطه علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد، در صورتی که نتایج حاصل از این تحقیق

نشان می‌دهد که در بلندمدت رابطه علیتی بین مصرف انرژی و درآمد وجود ندارد، گرچه وجود رابطه همبستگی بین مصرف انرژی و درآمد تأیید می‌شود.

اردل و همکاران (۲۰۰۸) آزمون علیت را برای بررسی وجود رابطه علی میان مصرف انرژی اولیه و تولید ناخالص داخلی برای ترکیه طی دوره (۲۰۰۶- ۱۹۷۰) به‌کار بردند. در این مطالعه از آزمون‌های ریشه واحد دیکی- فولر و فیلیپس- پرون، آزمون یوهانسون و آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که مصرف انرژی اولیه و تولید ناخالص داخلی هم‌انباشته‌اند و رابطه علیت دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ترکیه وجود دارد. آنها نتیجه می‌گیرند که انرژی عامل محدودکننده برای رشد اقتصادی است.

در ایران نیز مطالعاتی در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی صورت گرفته است که درادامه به برخی از آنها اشاره می‌شود. آرمن و زارع (۱۳۸۴) به بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف حامل‌های انرژی طی سال‌های (۱۳۸۱- ۱۳۴۶) با استفاده از روش تودا- یاماموتو پرداختند. نتایج حاصل از روش تودا- یاماموتو نشان داد رابطه علیت گرنجری یک طرفه‌ای از کل مصرف نهایی انرژی، مصرف فرآورده‌های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی و یک رابطه علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه علیت گرنجری دو طرفه‌ای بین مصرف برق و رشد اقتصادی و رابطه علیت گرنجری یک طرفه‌ای از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی تنها در بلندمدت وجود دارد.

حسینی، عمادالاسلام و کاشمری (۱۳۸۶) با استفاده از تجزیه‌وتحلیل همگرایی و آزمون علیت هشیائو به بررسی رابطه بین مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران طی دوره (۱۳۸۰- ۱۳۵۰) پرداختند. آزمون همگرایی جوهانسن نشان داد سه بردار همگرایی برای متغیرهای موردنظر وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون علیت مبین علیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و از اشتغال به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی است، همچنین برای بررسی رفتار پویای مدل، واکنش تکانه‌ای و تجزیه واریانس نیز انجام شد که نتایج حاصل از این دو نیز تأییدکننده نتایج آزمون علیت بود. مصرف انرژی و اشتغال در طول دوره مورد بررسی در ایران محرک تولید ناخالص داخلی بوده است. ضمن اینکه نقش اشتغال مقدم بر مصرف انرژی بوده است.

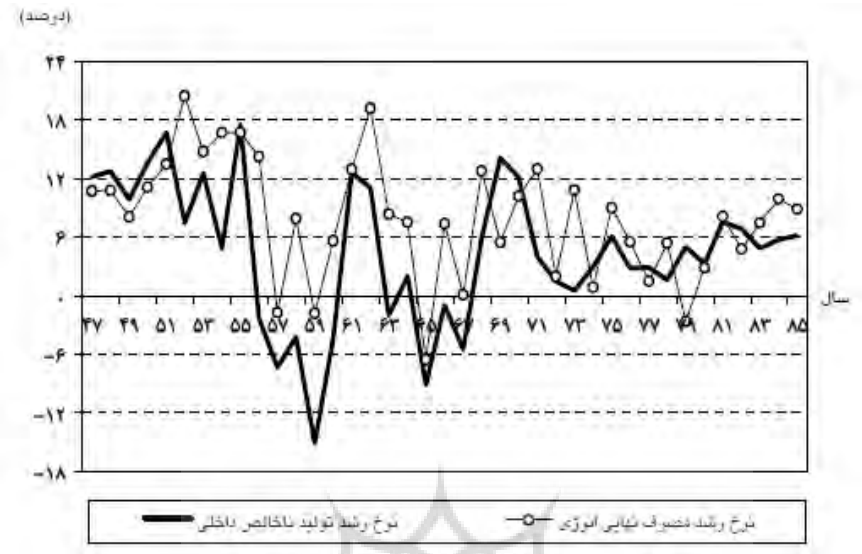
آرمن و زارع (۱۳۸۸) رابطه بین مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی ایران را برای دوره زمانی (۱۳۸۵- ۱۳۴۶) با استفاده از روش تودا- یاماموتو مورد بررسی

قرار دادند. نتایج نشان داد که تنها رابطه یک طرفه علیت گرنجری از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و مصرف انرژی در بخش حمل‌ونقل به رشد اقتصادی وجود دارد.

آماده، قاضی و عباسی‌فر (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران طی سال‌های (۱۳۸۲- ۱۳۵۰) با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی و همچنین الگوی تصحیح خطا پرداختند. نتایج مطالعه ایشان نشان داد که رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی و مصرف نهایی برق به رشد اقتصادی وجود دارد و یک رابطه علیت کوتاه‌مدت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف نهایی گاز طبیعی وجود دارد. به‌علاوه، رابطه علیت یک طرفه‌ای از مصرف نهایی انرژی در بخش صنعت به رشد ارزش‌افزوده در این بخش وجود دارد، همچنین یک رابطه علیت کوتاه‌مدت و بلندمدت یک طرفه از مصرف نهایی انرژی برق در بخش کشاورزی به رشد ارزش‌افزوده در این بخش وجود دارد.

بهبودی، محمدزاده و جبرائیلی (۱۳۸۸) به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره زمانی (۲۰۰۶- ۱۹۷۰) پرداختند. در تحقیق ایشان آزمون‌های ریشه واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی و حداقل مربعات ادغام شده مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت بین کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته وجود دارد، همچنین طی دوره مورد بررسی کشورهای توسعه‌یافته از لحاظ مصرف انرژی در سطح بالاتری نسبت به کشورهای در حال توسعه قرار دارند و میزان اثرگذاری بلندمدت مصرف انرژی بر تولید ناخالص داخلی این کشورها کمتر از کشورهای در حال توسعه است.

نمودار (۱) روند مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی ایران را ترسیم می‌کند. همانطور که نمایان است ارتباط بین رشد مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی وجود دارد. به عبارت دیگر، با رشد اقتصادی مصرف انرژی افزایش یافته است، همچنین نمودار نشان می‌دهد که در سال‌های (۱۳۶۸- ۱۳۵۷) روند رو به رشد تولید ناخالص داخلی و رشد مصرف نهایی انرژی دستخوش تغییرات بسیاری بوده است این امر می‌تواند به‌دلیل شرایط حاکم بر کشور به‌ویژه جنگ تحمیلی باشد.



نمودار ۱. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و مصرف نهایی انرژی

این مقاله مشتمل بر ۳ بخش است. پس از بیان مقدمه در بخش دوم روش تحقیق و در بخش سوم تصریح مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج تجربی ارائه شده است. نتیجه‌گیری پایان بخش مقاله است.

۲. روش تحقیق

۲-۱. آزمون علیت تودا-یاماموتو (TY)

تودا و یاماموتو[1] در سال ۱۹۹۵ روش ساده‌ای به‌صورت تخمین یک مدل توضیح خود رگرسیون برداری (Var) تعدیل‌یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در شرایط وجود همجمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا می‌بایست تعداد وقفه‌های (k) بهینه مدل خودتوضیح برداری و درجه پایایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین نمود و یک مدل خودتوضیح برداری را با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد، البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{max}$ باشد، بنابراین اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که $k + d_{max} = 2$ باشد خواهیم داشت:

1. Toda & Yamamoto

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع اغتشاش سفید[1] است.

به‌عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_2 علت گرنجر X_1 نیست محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره آزمون مورد استفاده آماره والد (Wald) است که دارای توزیع x^2 مجانبی[2] با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر است. آماره آزمون مورد استفاده صرف‌نظر از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} پایا از هر درجه‌ای، غیرهمجمع یا همجمع از هر درجه‌ای باشند معتبر خواهد بود.

زاپاتا و رامبالدی[3] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگی‌های همجمعی سیستم بی‌نیاز می‌سازد و تنها اطلاع از رتبه مدل خودتوضیح برداری و درجه پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت می‌کند.

۲-۲. روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

تاکنون روش‌های متعددی برای آزمون همگرایی پیشنهاد شده است که از جمله آنها می‌توان به آزمون انگل- گرنجر، آزمون جوهانسن- جوسیلیوس و آزمون ARDL اشاره نمود.

روش‌هایی مانند انگل- گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک سروکار دارند به‌دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها اعتبار لازم را ندارند، چراکه برآوردهای حاصل از این روش تورش‌دار است. از سوی دیگر، توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات غیرنرمال است، بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول مانند t معتبر نخواهد بود، همچنین روش انگل- گرنجر بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد و نیز در این روش می‌بایست متغیرها هم‌انباشته از درجه d یا I(d) باشند.

استفاده از روش‌های همگرایی مانند جوهانسن- جوسیلیوس که متکی به آزمون‌های پایایی می‌باشند نسبت به آزمون ARDL کمتر مورد استفاده و اطمینان قرار می‌گیرد. در واقع، روش

1. White Noise
2. Asymptotic
3. Zapata and Rambaldi

جوهانسن–جوسیلیوس متکی بر شرط I(1) بودن متغیرهای مدل می‌باشد و برای کل متغیرهای الگوی موردنظر وقفه یکسانی را انتخاب می‌کند (نوفرستی، ۱۳۸۷). در حالی‌که در روش ARDL برای تمام متغیرها با استفاده از معیارهای شوارتز– بیزین، آکاییک و حنان- کویین وقفه‌های بهینه متفاوتی انتخاب می‌شود. بحث دیگری که در برآورد به روش ARDL وجود دارد این است که آزمون پایایی تمام متغیرها در این روش ضرورت ندارد. به عبارت دیگر، روش مذکور بدون توجه به I(0) یا I(1) بودن متغیرهای مدل انجام می‌شود و روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی به‌صورت همزمان تخمین زده می‌شود. این روش قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و به‌دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی همچون خود همبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمین‌های به‌دست آمده از آنها ناریب و کارا خواهد بود. بر این اساس، استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند مورد توجه قرار می‌گیرند. به‌طور کلی، الگوی پویا الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها همانند رابطه زیر وارد شوند:

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۲)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها همانند رابطه زیر در نظر بگیرد:

$$\varphi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L, q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۳)$$

الگوی فوق یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد که در آن داریم:

$$\varphi(L, P)Y_t = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - .... - \varphi_P L^P \qquad (۴)$$

$$b_i(L, q_i) = b_i + b_{iI}L + ...b_{iq}L^q ...i = 1,2,...K \qquad (۵)$$

که در آن، L: عملگر وقفه، W: برداری از متغیرهای ثابت مانند عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. نرم‌افزار مایکروفیت معادله را برای تمام حالات و ترتیبات ممکن مقادیر یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند، m: حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k: تعداد متغیرهای توضیحی است.

در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک، شوارتز- بیزین، حنان- کوبین یا ضریب تعیین تعدیل‌شده یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به‌دست می‌آیند:

$$O_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1-\hat{\varphi}(1, P)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i,1} + ... + \hat{b}_{i,q}}{1-\hat{\varphi}_1 - \hat{\varphi}_2 - ... - \hat{\varphi}_p}, i == 1,2,..., k \qquad (۶)$$

برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست دو راه وجود دارد. در روش نخست فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 \geq 0$$
$$H_a : \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 \prec 0 \qquad (۷)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، زیرا شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون موردنظر می‌بایست یک عدد از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} s_{\hat{\varphi} i}} \qquad (۸)$$

اگر قدرمطلق t به‌دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگتر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. در روش دوم که توسط پسران و دیگران (۱۹۹۶) ارائه شده است وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. آنها مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و اینکه مدل شامل عرض مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آنها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه نمودند. یکی بر این اساس که تمام متغیرها پایا هستند و دیگری مبنی بر اینکه همگی ناپایا (با یک‌بار تفاضل پایا شده) هستند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز

1. Mestre

قرار گیرد یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها I(۰) یا I(۱) باشند گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد فرضیه صفر مذکور پذیرفته می‌شود. اگر F محاسباتی بین دو محدوده قرار گیرد نتایج استنباط غیرقطعی و وابسته است که متغیرها I(۰) یا I(۱) باشند. در این شرایط مجبور به انجام آزمون‌های ریشه واحد روی متغیرها هستیم.

۲-۳. الگوی تصحیح خطا

گرنجر (۱۹۹۸) بیان می‌کند در صورت وجود یک رابطه همجمعی بین دو متغیر علیت به‌معنای گرنجری حداقل در یک جهت (یک طرفه یا دو طرفه) وجود خواهد داشت. به هر حال، گرچه آزمون همجمعی می‌تواند وجود یا عدم رابطه علیت گرنجری بین متغیرها را مشخص نماید، اما نمی‌تواند جهت رابطه علیت را مشخص کند. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) بیان می‌کنند اگر دو متغیر x_t و y_t همجمع باشند همواره یک الگوی تصحیح‌خطای‌برداری[1] بین آنها وجود خواهد داشت. این الگو بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که با جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. الگوی تصحیح خطا که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به یکدیگر مربوط می‌سازد به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} y_j \Delta x_{t-j} + \lambda \varepsilon_{t-i} + \nu_t \quad -1 < \lambda < 0 \qquad (۹)$$

مدل فوق ما را قادر می‌سازد که بین علیت گرنجر کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت قائل شویم. معنادار نبودن λ می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که رابطه علیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد یا اینکه متغیر وابسته یک متغیر برون‌زای ضعیف است (آرمن و همکاران، ۱۳۸۴). مطالب فوق بر یک استراتژی مدلسازی دو مرحله‌ای دلالت دارد.

– مرحله نخست: ابتدا پارامترهای مربوط به الگوی بلندمدت را با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد می‌کنیم، سپس فرضیه صفر عدم وجود همجمعی را بین متغیرهای الگو آزمون می‌نماییم. به این ترتیب، به مجموعه‌ای از متغیرها دست می‌یابیم که با یکدیگر همجمع باشند، در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه کند.

1. Vector Error Correction Model

- مرحله دوم: جمله تصحیح خطا (ECT) که همان جمله خطای رگرسیون الگوی دستیابی بلندمدت $(\hat{\varepsilon}_t)$ است را به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در الگوی ECM مورد استفاده قرار داده و آن را برآورد می‌کنیم، سپس با انجام آزمون‌های لازم ساختار پویایی کوتاه‌مدت را مشخص می‌کنیم. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود که از نظر علامت منفی باشد. روش فوق ابتدا توسط سارگان[1] (۱۹۶۴) معرفی شد، سپس توسط انگل و گرنجر (۱۹۸۷) به شهرت رسید (نوفرستی، ۱۳۷۸).

۳. ارائه مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج تجربی

در این تحقیق به‌منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از روش تودا- یاماموتو و به‌منظور قوت بخشیدن به نتایج از مدل تصحیح خطا استفاده می‌شود. در روش تصحیح خطا برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق عبارتنداز:

LGDP= لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

LE1= لگاریتم تقاضای واسطه‌ای انرژی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام

LE2= لگاریتم تقاضای نهایی انرژی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام

LK= لگاریتم موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)

LL= لگاریتم سطح اشتغال (هزار نفر)

DUM59=متغیر مجازی که برای سال‌های پیش از جنگ صفر و برای سال‌های جنگ و پس از آن یک می‌باشد.

۳-۱. نتایج روش تودا- یاماموتو

در این روش ابتدا می‌بایست درجه پایایی متغیرها را مشخص نمود، بنابراین با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته پایایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول (۱) بیانگر این مطلب است که تمام متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

1. Sargan

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

	متغیرها	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه	مقادیر ADF	مقادیر بحرانی مک کینون	نتیجه آزمون
سطح	LGDP	*	*	۱	-۲/۹۱۲	-۳/۵۶۷	ناپایا
	LE1	*	-	۰	-۰/۲۵۷۸	-۲/۹۶۲	ناپایا
	LE2	*	-	۰	-۰/۲۸۷۳	-۲/۹۶۲	ناپایا
	LK	*	*	۱	-۰/۶۵۹۲	-۳/۵۶۷	ناپایا
	LL	*	*	۰	-۱/۳۷۲	-۳/۵۶۷	ناپایا
تفاضل مرتبه اول	DLGDP	*	-	۰	-۳/۲۸۳	-۲/۹۶۶	پایا
	DLE1	*	-	۳	-۵/۰۵۱	-۲/۹۶۶	پایا
	DLE2	*	-	۰	-۵/۵۸۷	-۲/۹۶۶	پایا
	DLK	*	*	۰	-۳/۹۸۴	-۳/۵۷۳	پایا
	DLL	*	-		-۳/۳۷۵	-۲/۹۶۶	پایا

مأخذ: نتایج تحقیق.

برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی از یک مدل خودتوضیح برداری شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تقاضای واسطه‌ای انرژی، سرمایه و نیروی کار با معادلاتی نظیر ۱۰ و ۱۱ با تعداد دو وقفه استفاده می‌کنیم. تعداد دو وقفه از جمع وقفه مدل خودتوضیح برداری (یک) و ماکزیمم درجه پایایی متغیرها (یک) به‌دست آمده است، همچنین برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی از یک مدل خودتوضیح برداری شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تقاضای نهایی انرژی، سرمایه و نیروی کار با معادلاتی نظیر ۱۲ و ۱۳ با تعداد دو وقفه استفاده می‌کنیم. تعداد دو وقفه از جمع وقفه مدل خود توضیح برداری (یک) و ماکزیمم درجه پایایی متغیرها (یک) به‌دست آمده است.

$$LE1_t = C_2 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_{2i}LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\beta_{2i}LE1_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\delta_{2i}LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\gamma_{2i}LL_{t-i} + u_{2t} \qquad (۱۰)$$

$$LGDP_t = C_1 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_{1i}LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\beta_{1i}LE1_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\delta_{1i}LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\gamma_{1i}LL_{t-i} + u_{2t} \qquad (۱۱)$$

$$LGDP_t = C_1 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_{1i}LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\beta_{1i}LE2_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\delta_{1i}LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\gamma_{1i}LL_{t-i} + u_{2t} \qquad (۱۲)$$

$$LE2_t = C_2 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_{2i}LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\beta_{2i}LE2_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\delta_{2i}LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{2}\gamma_{2i}LL_{t-i} + u_{2t} \qquad (۱۳)$$

برای بررسی رابطه علی بین متغیرها در روش تودا- یاماموتو از آزمون والد استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) بیانگر وجود رابطه علی دوطرفه‌ای بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی و عدم وجود رابطه علی بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی می‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	H_0	مقدار آماره χ^2	نتیجه‌گیری
LGDP	LE1	$\beta_{1i=0}, i = 1/2$	۸/۹۹ (۰/۰۱۱)	$LE1 \rightarrow LGDP$
LE1	LGDP	$\alpha_{2i=0}, i = 1/2$	۶/۶۰ (۰/۰۳۷)	$LGDP \rightarrow LE1$
LGDP	LE2	$\beta_{1i=0}, i = 1/2$	۲/۰۷ (۰/۳۵۷)	$LE2 \mapsto LGDP$
LE2	LGDP	$\alpha_{2i=0}, i = 1/2$	۳/۱۶ (۰/۲۰۶)	$LGDP \mapsto LE2$

مأخذ: نتایج تحقیق.

۳-۲. نتایج روش تصحیح خطا

وجود همجمعی بین متغیرهای مدل مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد، بنابراین پیش از به‌کارگیری روش تصحیح خطا می‌بایست رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار دهیم. در این تحقیق آزمون همجمعی و بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها را با استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی انجام می‌دهیم.

۳-۲-۱. نتایج روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی

در این روش لازمه آنکه الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته در وقفه‌های مختلف کمتر از یک باشد. به این منظور، برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی از معادلات (۱۴) و (۱۵) و نیز برای بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی از معادلات (۱۶) و (۱۷) استفاده شده است.

$$\Delta LE1_t = C_2 + \sum_{i=1}^{k}\alpha_{2i}\Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{2i}\Delta LE1_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\delta_{2i}\Delta LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\gamma_{2i}\Delta LL_{t-i} + \omega_1 LGDP_{t-1} + \omega_2 LE1_{t-1} + \omega_3 LK_{t-1} + \omega_4 LL_{t-1} + U_{2t} \quad (۱۴)$$

$$\Delta LGDP_t = C_1 + \sum_{i=1}^{k}\alpha_{2i}\Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{2i}\Delta LE1_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\delta_{2i}\Delta LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\gamma_{2i}\Delta LL_{t-i} + \lambda_1 LGDP_{t-1} + \lambda_2 LE1_{t-1} + \lambda_3 LK_{t-1} + \lambda_4 LL_{t-1} + U_{1t} \quad (۱۵)$$

$$\Delta LE2_t = C_2 + \sum_{i=1}^{k}\alpha_{2i}\Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{2i}\Delta LE2_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\delta_{2i}\Delta LK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\gamma_{2i}\Delta LL_{t-i} + \omega_1 LGDP_{t-1} + \omega_2 LE1_{t-1} + \omega_3 LK_{t-1} + \omega_4 LL_{t-1} + U_{2t} \quad (۱۶)$$

همانطور که از جدول (۳) نمایان است تنها در معادلات (۱۴) و (۱۶) یعنی حالتی که متغیر تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته و متغیر تقاضای واسطه‌ای انرژی متغیر مستقل می‌باشد و نیز در حالتی که متغیر تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته و متغیر تقاضای نهایی انرژی متغیر مستقل می‌باشد قدرمطلق آماره t از مقادیر بحرانی بزرگتر است، بنابراین تنها در این دو حالت وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود.

جدول۳. نتایج آزمون خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی

متغیر وابسته	متغیر مستقل	مقدار آماره t	مقادیر بحرانی	نتیجه‌گیری
LGDP	LE1	-۶/۲۸۳	-۳/۹۱	وجود رابطه بلندمدت
LE1	LGDP	-۱/۹۰۹	-۳/۹۱	عدم وجود رابطه بلندمدت
LGDP	LE2	-۵/۶۳۴	-۳/۹۱	وجود رابطه بلندمدت
LE2	LGDP	-۲/۸۸۴	-۳/۹۱	عدم وجود رابطه بلندمدت

مأخذ: نتایج تحقیق

۳-۲-۲. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

از آنجا که وجود رابطه بلندمدت تنها در حالتی که متغیر تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته و متغیر تقاضای واسطه‌ای انرژی متغیر مستقل می‌باشد و همچنین در حالتی که متغیر تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته و متغیر تقاضای نهایی انرژی متغیر مستقل می‌باشد مورد قبول قرار گرفت، بنابراین مدل تصحیح خطا نیز تنها برای این دو حالت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

برای برآورد مدل تصحیح خطا در حالتی که تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته و تقاضای واسطه‌ای انرژی متغیر مستقل هستند وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار شوارتز- بیزین به‌دست آمده است و مدل تصحیح خطا به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$DLGDP_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DLGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \gamma_i E1_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i DLK_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \sigma_i DLL_{t-i} + \theta ECT_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱۸)$$

نتایج به‌دست آمده از جدول (۴) نشان می‌دهد با توجه به معنادار بودن ضریب DLE1 رابطه علی از تقاضای واسطه‌ای انرژی به تولیدناخالص داخلی در کوتاه‌مدت وجود دارد. معنادار بودن ضریب تصحیح خطای با وقفه ECTt-1 حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معناداری همزمان ضریب DLE1 ECTt-1 با آماره t تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت	آزمون علیت بلندمدت	
		DLE1	ECT_{t-1}	DLE1, ECT_{t-1}
	H_0	$\gamma_j = 0$	$\theta = 0$	$\gamma_j = 0, \theta = 0$
DLGDP	آماره	۷/۸۱	۳۹/۸۴	۴۱/۸۱
	P-Value	(۰,۰۰۵)	(۰,۰۰۰)	(۰,۰۰۰)

مأخذ: نتایج تحقیق.

همچنین برای برآورد مدل تصحیح خطا در حالتی که لگاریتم تولید ناخالص داخلی متغیر وابسته و تقاضای نهایی انرژی متغیر مستقل هستند وقفه بهینه متغیرها با استفاده از معیار شوارتز- بیزین به‌دست آمده است و مدل تصحیح خطا به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$DLGDP_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i DLGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \gamma_j DLE2_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i DLK_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \sigma_i DLL_{t-i} + \theta ECT_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۱۹)$$

نتایج به‌دست آمده از جدول (۵) نشان می‌دهد با توجه به معنادار نبودن ضریب DLE2 رابطه علی از نهایی انرژی به تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت وجود ندارد. معنادار بودن ضریب تصحیح خطای با وقفه ECTt-1 حاکی از آن است که چنین رابطه‌ای در بلندمدت وجود دارد. این نتیجه با آزمون توأم و با توجه به معناداری همزمان ضریب DLE2 ECTt-1 با آماره t تأیید می‌شود.

جدول ۵. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا

متغیر وابسته		آزمون علیت کوتاه‌مدت	آزمون علیت بلندمدت	
		DLE2	ECT_{t-1}	$DLE\ 2, ECT_{t-1}$
	H_0	$\gamma_j = 0$	$\theta = 0$	$\gamma_j = 0, \theta = 0$
DLGDP	آماره	۳,۰۰۴	۳۱,۷۴	۳۱,۸۴
P-Value		(۰,۰۸۳)	(۰,۰۰۲)	(۰,۰۰۰)

مأخذ: نتایج تحقیق.

۴. نتیجه‌گیری

با توجه به تنوع زیاد و گستردگی تقاضای انرژی در بخش‌های گوناگون در این تحقیق به بررسی رابطه علیت بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی و همچنین رابطه علیت بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۶- ۱۳۵۳) با استفاده از روش‌های تودا-یاماموتو و تصحیح خطا پرداخته شده است. نتایج حاصل از روش تودا- یاماموتو بیانگر وجود رابطه علی دوطرفه بین تقاضای واسطه‌ای انرژی و رشد اقتصادی و عدم وجود رابطه علی بین تقاضای نهایی انرژی و رشد اقتصادی می‌باشد. نتایج حاصل از روش تصحیح خطا از یک سو بیانگر وجود رابطه علی یک طرفه از تقاضای واسطه‌ای انرژی به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت و از سوی‌دیگر بیانگر وجود رابطه علی یک طرفه از تقاضای نهایی انرژی به رشد اقتصادی تنها در بلندمدت می‌باشد.

با توجه به وجود رابطه علیت از تقاضای واسطه‌ای انرژی به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت و با توجه به وجود رابطه علیت از تقاضای نهایی انرژی به رشد اقتصادی در بلندمدت می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تقاضای واسطه‌ای و نهایی انرژی محرک رشد اقتصادی خواهد بود. لازم به ذکر است که هدف اصلی هرگونه جهت‌گیری در زمینه رشد اقتصادی افزایش توان مجموعه تولیدات کشور است، بنابراین اجرای سیاست صرفه‌جویی در مصرف انرژی می‌بایست با احتیاط باشد. کاهش مصرف انرژی تنها در صورتی توجیه‌پذیر است که در تحقق هدف اصلی (رشد و توسعه اقتصادی) خللی وارد نسازد، بنابراین توصیه می‌شود که کاهش مصرف انرژی از طریق افزایش در کارایی صورت پذیرد.

منابع

آرمن، سیدعزیز و روح الله زارع (۱۳۸۴)، "بررسی رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران در دوره(۱۳۴۶- ۱۳۸۱)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، شماره ۲۴، صص ۱۲۲-۱۱۷.

آرمن، سیدعزیز و روح الله زارع (۱۳۸۸)، "مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۶، شماره ۲۶، صص ۹۲-۶۷.

آماده، حمید، قاضی، مرتضی و زهره عباسی‌فر (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصاد و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، صص ۳۸-۱.

بانک مرکزی ایران، *مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی*.

بهبودی، داوود، محمدزاده، پرویز و سودا جبرائیلی (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته"، *فصنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۶، شماره ۲۳، صص ۲۱-۱.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، *اقتصادسنجی کاربردی به کمک میکروفیت*، مؤسسه فرهنگی و هنری دیباگران تهران.

حسنی‌صدرآبادی، محمدحسین، عمادالاسلام، هدیه و علی کاشمری (۱۳۸۶)، "بررسی رابطه علی مصرف انرژی و اشتغال و تولید ناخالص داخلی در ایران طی سال‌های (۱۳۸۴- ۱۳۵۰)"، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی علوم اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲۴.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۷)، *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران: انتشارات خدمات فرهنگی رسا.

وزارت نیرو، *ترازنامه انرژی*، سال‌های مختلف.

Erdal, Gulistan & et al (2008), "The Causality between Energy Consumption and Economic Growth in Turkey", *Energy Policy*, No. 36, PP. 3838-3842.

Fatai, K., Oxley, L. & F. Scrimgeour (2001), "Energy Consumption and Employment in New Zealand: Searching for Causality", Nzae Conference 2002.

Jobert, T. & F. Karanfil (2007), "Pectoral Energy Consumption by Source and Economic Growth in Turkey", *Energy Policy*, Vol. 35, Issue 11, PP. 5447-5456.

Lee, CH. & Chang (2005), "Structural Breaks, Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan", *Energy Economics*, No. 27, PP. 857-872.

Soytas, U. & R. Sari (2003), "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets", *Energy Economics*, No. 25, PP. 33-37.

Yemane, W. R. (2005), "Energy Demand and Economic Growth", *The African Experience*, Vol. 27, Issu 8, PP. 891-903.