بررسی رابطه علی بین مصرف انرژی برق و رشد اقتصادی بخش کشاورزی و پیش بینی مصرف انرژی برای آینده

جواد حسین‌زاد*، خدیجه الفی

چکیده

شناخت ارتباط میان مصرف انرژی از جمله انرژی برق و رشد بخش‌های مختلف اقتصادی به ویژه بخش کشاورزی می‌تواند در تبیین سیاست‌های بخش انرژی کشور کمک مؤثری نماید. این موضوع با توجه به جایگزینی انرژی برق به جای انرژی فسیلی اهمیت بیشتری می‌یابد، بنابر اهمیت موضوع در مطالعه حاضر سعی شد رابطهٔ میان مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در بخش کشاورزی ایران طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۷ بررسی شود و همچنین مصرف برق در این بخش در سال‌های آتی پیش‌بینی گردد. در این راستا، ابتدا ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بررسی و سپس رابطه علیت گرنجری بین آنها با استفاده از روش تودا- یاماموتو آزمون شد. در انتها نیز با استفاده از روش هموارسازی روند خطی هالت مصرف برق برای چند سال آینده بخش کشاورزی پیش‌بینی گردید. نتایج به دست آمده حکایت از وجود رابطهٔ علی یکطرفه از سوی رشد مصرف برق به رشد بخش کشاورزی دارد. همچنین سالانه رشدی معادل ۵/۴۵ درصد برای مصرف برق بخش کشاورزی در سال‌های آینده وجود خواهد داشت.

کلمات کلیدی:آزمون علیت تودا- یاماموتو، انرژی برق، بخش کشاورزی، پیش بینی، رشد اقتصادی، روش هموارسازی روند خطی هالت.

مقدمه

در یک اقتصاد، انرژی نقش مهمی را هم در سمت تقاضا و هم در سمت عرضه ایفا می‌کند. در سمت تقاضا، مصرف کننده جهت خرید انرژی به عنوان یک محصول، به گونه‌ای تصمیم می‌گیرد که مطلوبیتش را حداکثر نماید. در سمت عرضه، علاوه بر عوامل سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه، انرژی نیز عامل مهمی در تولید می‌باشد که در توسعه اجتماعی و اقتصادی کشورها نقش مهمی داشته و رشد اقتصادی و استانداردهای زندگی را ارتقاء می‌دهد. بنابراین بین مصرف انرژی و تولید کشورها یک رابطه علی وجود دارد که می‌تواند از مصرف انرژی به درآمد ملل یا تولید ناخالص داخلی آنها و یا برعکس باشد (چونتاناوات و همکاران، ۲۰۰۶).

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش های مهم اقتصادی، از جمله مصرف کننده‌های انرژی به شمار می‌آید و عامل انرژی به عنوان نهادهٔ مصرفی در این بخش از اهمیت خاصی برخوردار است. بررسی مصرف انرژی در بخش کشاورزی نشان می دهد که طی سال های مختلف همراه با افزایش تولید و ارزش افزوده، مصرف انرژی برق نیز افزایش داشته است. در واقع در طول سال‌ها تجهیزات برقی در بخش کشاورزی بیشتر مورد استفاده قرار گرفته‌اند، چاه‌های آب و تجهیزات مورد نیاز در طول سال‌ها بیشتر شده و در نتیجه نیاز به استفاده از انرژی الکتریکی نیز افزایش یافته است. گزارش‌های آماری نشان می‌دهد مصرف برق از ۱۶۴۶۹ گیگا وات ساعت در سال ۱۳۸۴ به میزان ۳۰۰۲۰ گیگا وات ساعت در سال ۱۳۹۰ افزایش یافته و حدوداً دو برابر شده است. این امر سبب گردیده است سهم ۱۲ درصدی این بخش از کل برق مصرفی کشور در سال ۱۳۸۴ به ۱۶ درصد در سال ۱۳۹۰ افزایش یابد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۰).

حال با توجه به گرایش روزافزون کشاورزان در جهت استفاده بیشتر از نیروی برق این سوال مطرح می‌شود که رابطه بین مصرف برق بخش کشاورزی و میزان تولید این بخش چگونه می‌باشد. بر این اساس هدف مطالعه حاضر شناخت رابطه علی بین مصرف برق و تولید در بخش کشاورزی می‌باشد. همچنین پیش‌بینی میزان مصرف برق بخش کشاورزی در سال‌های آتی نیز موردی است که به آن پرداخته شده است.

پیشینه تحقیق

بنابر اهمیت موضوع مطالعات مختلفی در زمینه مصرف انرژی و رابطه آن با رشد اقتصادی در بخش های مختلف اقتصادی انجام گرفته است. به عنوان مثال نجّارزاده و عباس‌محسن (۱۳۸۳) با استفاده از آزمون علیت هیسائو طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۰ به بررسی رابطهٔ علیت بین مصرف حامل‌های انرژی (نفت، گاز و برق) و رشد بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، حمل‌ونقل و خدمات) در ایران پرداخته و به این نتیجه رسیدند که یک رابطهٔ علیت دوطرفه بین مصرف حامل های انرژی و رشد بخش های اقتصادی در ایران وجود دارد. فطرس و همکاران (۱۳۸۷) به بررسی رابطه علّی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف برق در ایران با استفاده از روش تودا و یاماموتو پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطهٔ علی یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی برق وجود دارد. صمدی و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از مدل‌های همجمعی و ARIMA به برآورد تقاضای برق مصرفی در

ایران و پیش‌بینی تقاضای آن در آینده پرداختند. پیش‌بینی‌های مربوط به تقاضای برق در آینده نشان داد که تقاضای سرانه برق با نرخ رشد سالانه ۴/۴ درصد افزایش می‌یابد. آرمن و زارع (۱۳۸۸) به مطالعه مصرف انرژی بخش‌های مختلف و ارتباط آن‌ها با رشد اقتصادی در ایران پرداختند. بکارگیری روش تودا- یاماموتو جهت بررسی علیت گرنجری نشان‌دهنده وجود رابطه علیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و مصرف انرژی در بخش حمل و نقل به رشد اقتصادی می‌باشد. در حالی که این رابطه در بخش‌های صنعت و کشاورزی وجود ندارد. بهبودی و همکاران (۱۳۹۰) رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط را برای دوره زمانی ۲۰۰۳-۲۰۰۷ بررسی کردند. بکارگیری آزمون تودا- یاماموتو نشان داد که در این کشورها و از جمله ایران رابطه علی یک طرفه از طرف درآمد سرانه به مخارج بهداشتی سرانه وجود دارد. صادقی و همکاران (۱۳۹۱) چگونگی رابطه علی بین انتشار دی اکسید کربن، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرانه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ایران را در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس و با استفاده از رهیافت علیت تودا- یاماموتو مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل بیانگر وجود رابطه علی دوطرفه بین متغیرهای انتشار دی اکسیدکربن و سرانه مصرف انرژی و روابط علی یکطرفه از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت سرانه مصرف انرژی می‌باشد. کلایمنت و پاردو[1] (۲۰۰۷) به بررسی رابطهٔ بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی با استفاده از روش چند متغیره و با فرض جانشینی بین مصرف انرژی و دیگر نهاده ها و همچنین با در نظرگرفتن تغییرات تکنولوژیکی، پرداختند و به این نتیجه رسیدند که یک رابطهٔ علّی یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد. اردوقو[2] (۲۰۰۷) تابع تقاضای انرژی الکتریکی را با بکارگیری روش همجمعی و مدل ARIMA برآورد نمود. وی نتیجه گرفت در کوتاه مدت مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت و درآمد بی‌کشش هستند، در حالی که در بلند مدت کشش درآمدی مثبت و بزرگتر از واحد است. وی همچنین با استفاده از مدل ARIMA به پیش‌بینی مصرف انرژی الکتریکی برای سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ پرداخت. الادیپو (۲۰۱۰) به منظور کشف ارتباط بین پس‌انداز و رشد در کشورهای در حال توسعه، از آزمون علیت تودا- یاماموتو و روش TYDL دولادو و لوفتکل[3] بهره گرفت. نتایج نشان داد که متغیرهای پس-انداز و رشد اقتصادی همجمعی مثبت داشته و رابطه تعادلی بلندمدت دارند. به این ترتیب رابطه علی یک سویه بین این دو متغیر وجود دارد. آکچای[4] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه همجمعی و علیت بین توسعه اقتصادی و R&D[5] در ایالات متحده پرداخت. وی با استفاده از داده‌های ۲۰۰۷-۱۹۶۰ به برآورد یک مدل VAR اقدام نمود. بکارگیری آزمون علیت تودا- یاماموتو نشان داد که یک رابطه دوطرفه بین توسعه اقتصادی و R&D وجود دارد.

[1] Climent & Pardo
[2] Erdogu
[3] Dolado and Lutkepohl
[4] Akcay
[5] Research and Development

سوالات تحقیق

با توجه به به جایگزینی انرژی برق در بخش کشاورزی به جای دیگر انرژی‌های فسیلی به نظر می‌رسد انرژی برق در این بخش دارای مزیت بوده و تأثیر مثبتی را در رشد اقتصادی آن ایفا نماید. بر همین اساس چگونگی رابطه علیت بین مصرف انرژی برق و رشد اقتصادی بخش کشاورزی و همچنین پیش‌بینی میزان مصرف این حامل در آینده بحثی است که در این پژوهش مورد توجه قرار گرفته است. بر این اساس سعی گردیده است به سوالاتی از قبیل اینکه آیا بین رشد مصرف برق و رشد اقتصادی رابطه علیتی وجود دارد یا نه و در صورت وجود، این علیت دو سویه یا یک سویه می‌باشد، پاسخ داده شود. همچنین سعی شده است به این سوال که میزان مصرف برق در سال‌های آتی به چه میزان خواهد بود، پاسخ داده شود.

روش‌شناسی

آزمون استاندارد علیت گرنجر آزمون نسبتاً ساده‌ای است که در ارتباط با علیت متغیرها توسط گرنجر ارائه شده است. این آزمون بر پایه این فرض مهم استوار است که اطلاعات مهم برای پیش بینی هر متغیری، منحصراً در داده های سری زمانی مربوط به آن نهفته است. گرنجر (۱۹۶۹) بیان می کند که با توجه به این که آینده نمی تواند علت گذشته یا حال باشد، در این صورت اگر مقادیر جاری (A_t) با استفاده از مقادیر گذشته (B_t) پیش بینی شود، آنگاه می توان گفت B_t علت گرنجری A_t است. عکس این حالت نیز صادق است. به بیان دیگر می توان گفت متغیر B علت تغییر در متغیر A است، در صورتی که بتوان A را با استفاده از مقادیر گذشته B پیش بینی کرد و بالعکس. آزمون ذکر شده شامل تخمین رگرسیون های (۱) و (۲) می باشد:

$$A_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j A_{t-j} + U_{1t} \qquad (۱)$$

$$B_t = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j A_{t-j} + U_{2t} \qquad (۲)$$

برای بررسی اینکه آیا B_t علیت A_t می‌باشد، وجود محدودیت $\alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_n = 0$ در رگرسیون (۱) مورد آزمون قرار می‌گیرد. درصورتی که وجود این محدودیت رد شود می‌توان نتیجه گرفت که B_t علیت A_t می‌باشد. به طریق مشابه، برای بررسی اینکه آیا A_t علیت B_t می‌باشد، محدودیت $\delta_1 = \delta_2 = \cdots = \delta_n = 0$ در رگرسیون (۲) آزمون می‌گردد (گرنجر، ۱۹۶۹). نتایج آزمون علیت گرنجر نسبت به انتخاب طول وقفه بسیار حساس است. اگر طول وقفه انتخابی کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه های صحیح باعث به وجود آمدن اریب در نتایج خواهد شد واگر طول وقفه انتخابی بیشتر ازطول وقفه واقعی باشد، وقفه های اضافی در مدل باعث ناکارایی تخمین ها می شود (چنگ و لای[1]، ۱۹۹۷).

[1] Cheng & Lai

آزمون علیت تودا و یاماموتو[1]

از آزمون های دیگر برای بررسی رابطهٔ علی و معلولی متغیرها که در تحقیق حاضر نیز به کار گرفته شده آزمون علیت تودا و یاماموتو است. آزمون تودا و یاماموتو به دلیل عدم توجه به وجود همجمعی متغیرها و مزیت هایی که در برابر آزمون علیت استاندارد گرنجر و سایر آزمونها مانند هیسائو دارد، امروزه در ادبیات اقتصادی برای تعیین رابطهٔ علی بین متغیرها بکار برده می شود.

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده برای بررسی رابطهٔ علیت بین دو یا چند متغیر پیشنهاد دادند. در این روش ابتدا یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) متغیره برآورد می‌شود که در آن k وقفه بهینه در سیستم VAR اصلی بوده و d_{max} حداکثر درجه جمعی متغیرهای سیستم VAR می‌باشد. اساس این روش کاربرد آزمون والد تعدیل شده[2] (MWald) برای محدودیت‌هایی روی پارامترهای VAR(k) می‌باشد که k در آن طول وقفه مدل می‌باشد. زمانی که VAR($k+d_{max}$) تعدیل شده برآورد گردید، آماره MWald توزیع χ^2 مجانبی دارد (آکچای، ۲۰۱۱).

از مزیت‌های آزمون علیت تودا– یاماموتو عدم نیاز به وجود ویژگی‌های خاصی در مورد جمعی و همجمعی متغیرها می‌باشد. حتی زمانی که جمعی یا پایداری در متغیرها وجود نداشته باشد می‌توان این آزمون را به کار برد. البته فرآیند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{max}$ باشد (آکچای، ۲۰۱۱). به عنوان مثال اگر مدل دو متغیرهٔ زیر در نظر گرفته شده و فرض شود که $k+d_{max}$=۲ باشد($d_{max} = 1$)، آنگاه:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-2} \\ X_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

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

به عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که X_2 علت گرنجر X_1 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = 0$ آزمون می شود. در صورتی که وجود این محدودیت رد شود، می‌توان نتیجه گرفت که X_2 علت گرنجر X_1 می‌باشد. اما اگر نتیجه آزمون نشان دهنده وجود این محدودیت باشد، می‌توان گفت X_2 علت گرنجر X_1 نیست. همچنین برای بررسی اینکه آیا X_1 علت گرنجر X_2 می‌باشد یا نه، محدودیت $\alpha_{21}^{(1)} = 0$ می‌تواند مورد آزمون قرار گیرد . در صورتی که این محدودیت پذیرفته شود می‌توان نتیجه گرفت X_1 علت گرنجر X_2 نمی‌باشد. اما در صورت رد این فرضیه می‌توان گفت X_1 علت گرنجر X_2 می‌باشد. آمارهٔ آزمون مورد استفاده، والد[3] بوده و صرف نظر از اینکه متغیرهای X_{1t} و X_{2t} پایا از هر درجه‌ای، غیر همجمع یا همجمع از هر درجه ای باشند، معتبر خواهد بود.

پیش بینی به روش هموارسازی نمایی

روش هموارسازی نمایی، متداولترین روش آماری مورد استفاده برای پیش بینی های کوتاه مدت است. فهم راحت و آسانی استفاده، از مهمترین مزایای این روش به شمار می روند. در روش هموارسازی نمایی از وزن

[1] Toda & Yamamoto
[2] Modified Wald test
[3] Wald

های غیریکسانی برای مشاهدات استفاده می شود. به نحوی که وزن‌های داده شده به مشاهدات گذشته به صورت نمایی کاهش می یابد. در واقع در روش هموارسازی نمایی جهت پیش بینی مقادیر آتی متغیرها، به مشاهدات اخیر به طور نسبی در مقایسه با مشاهدات قدیمی تر، وزن بیشتری داده می شود (هالت[1]، ۱۹۵۷). روش هموارسازی نمایی ساده[2]، روش هموارسازی نمایی دوگانه[3] از این جمله بوده و روش روند خطی هالت[4] نیز به عنوان روش تعمیم یافته هموارسازی نمایی دوگانه مورد استفاده قرار می گیرد.

بر اساس نظر وانگ[5] (۲۰۰۶) یک سری زمانی که در هر زمان مقدار ثابتی داشته و بدون روند می‌باشد (به عنوان مثال Y_t) می‌تواند با استفاده از روش هموارسازی نمایی ساده پیش‌بینی شود. این نوع سری زمانی می‌تواند به صورت رابطه (۴) نشان داده شود:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

در رابطه فوق ε_t نوفه سفید بوده و دارای خصوصیات $E[\varepsilon_t] = 0$ و $E[\varepsilon_t^2] = \sigma^2$ می‌باشد. مقدار μ_t ممکن است به آرامی همراه با زمان تغییر کند.

فرض کنید S_t برآوردگر مقدار سری در زمان t باشد. با فرض وجود S_{t-1} و Y_t مقدار برآوردگر S_t با استفاده از معادله بازگشتی به صورت زیر تعدیل می‌شود (براون[6]، ۱۹۵۹، ۱۹۶۳):

$$S_t = \alpha Y_t + (1-\alpha) S_{t-1} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵) α پارامتر هموارساز نمایی ساده بوده و مقداری بین صفر و یک را اختیار می‌کند. مطابق معادله (۵) برآوردگر زمان t (S_t) یک میانگین وزنی از آخرین مشاهده (Y_t) و مقدار برآوردگر در زمان $t-1$ (S_{t-1}) می‌باشد. هرچه مقدار α بیشتر باشد Y_t وزن بیش‌تری خواهد داشت و برآوردگر به تغییرات مقادیر سری حساس‌تر خواهد بود. پیش‌بینی k گام به جلوی هموارسازی نمایی ساده در زمان t به صورت رابطه (۶) خواهد بود.

$$\ddot{Y}_{t+k|t} = S_t \qquad (۶)$$

در رابطه فوق $\ddot{Y}_{t+k|t}$ پیش بینی kامین گام به جلوی مقدار متغیر Y_t است. خطای پیش‌بینی k گام به جلوی معادله (۶) از طریق معادله زیر به دست خواهدآمد:

$$e_{t+k|t} = Y_{t+k} - \ddot{Y}_{t+k|t} = Y_{t+k} - S_t \qquad (۷)$$

هموارسازی نمایی ساده برای پیش‌بینی سری‌های زمانی که یک روند خطی دارند نمی‌تواند به کار گرفته شود. یک سری زمانی دارای روند به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

---

[1] Holt
[2] Simple Exponential Smoothing Method
[3] Double Exponential Smoothing Method
[4] Holt's linear trend method
[5] Wang
[6] brown

در معادله (۸) فرض بر این است که β_0 و β_1 در هر زمان ثابت بوده، اما ممکن است به آرامی همراه با زمان تغییر کند. برای پیش‌بینی بهتر سری‌های زمانی دارای روند، هالت (۱۹۵۷) معادله‌ای که β_1 (شیب) را تعدیل می‌نماید را به (۵) اضافه نمود. اگر فرض شود T_t برآوردگر β_1 در زمان t باشد. با فرض وجود S_{t-1} و T_{t-1} و Y_t، روش هالت با استفاده از معادلات بازگشتی برآوردگرها را به صورت زیر تعدیل می‌کند:

$$S_t = \alpha_1 Y_t + (1-\alpha_1)(S_{t-1} + T_{t-1}) \qquad 0 < \alpha_1 < 1 \qquad (۹)$$

$$T_t = \alpha_2 (S_t - S_{t-1}) + (1-\alpha_2) T_{t-1} \qquad 0 < \alpha_2 < 1 \qquad (۱۰)$$

در روابط (۹) و (۱۰) α_1 و α_2 پارامترهای هموار ساز می‌باشند. پیش‌بینی k گام به جلو با استفاده از روش هالت به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{Y}_{t+k|t} = S_t + kT_t \qquad k > 0 \qquad (۱۱)$$

خطای پیش‌بینی k گام به جلوی معادله (۱۱) برابر با رابطه (۱۲) خواهد بود:

$$e_{t+k|t} = Y_{t+k} - \hat{Y}_{t+k|t} = Y_{t+k} - S_t - kT_t \qquad (۱۲)$$

براون (۱۹۶۳) همچنین یک روش پیش‌بینی برای سری‌های دارای روند پیشنهاد داد که هموارسازی نمایی دوگانه نامیده می‌شود. این روش یک پارامتر هموارساز را هم برای هموارسازی سری زمانی موردنظر و هم شیب استفاده می‌نماید.

در مطالعه حاضر از داده های سری زمانی سالهای ۸۹-۱۳۶۷ استفاده شده است. آمار مربوط به تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی و مقادیر مصرف برق به ترتیب از بخش حسابهای ملی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و ترازنامه انرژی تهیه شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این بخش ابتدا چگونگی رابطه علیت بین رشد مصرف برق و رشد تولید بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است که برای این منظور از آزمون علیت تودا-یاماموتو استفاده شده است. در بخش بعد با استفاده از روش هموارسازی روند خطی هالت، مصرف برق بخش کشاورزی برای سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۰ پیش‌بینی شده است.

نتایج آزمون تودا یاماموتو

با توجه به اینکه در مدل های سری زمانی قبل از برآورد مدل لازم است ایستایی و همگرایی متغیرهای موجود در مدل بررسی گردد. بر همین اساس در مطالعه حاضر نیز این بررسی انجام گرفت. به منظور بررسی ایستایی و وجود ریشهٔ واحد متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[1] (ADF) استفاده شد. نتایج آزمون ریشهٔ واحد برای متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) گزارش شده است.

[1] Augmented dickey- fuller test

جدول (۱): نتایج آزمون ریشهٔ واحد

نام متغیر	آماره آزمون در سطح متغیر	آماره آزمون تفاضل مرتبه اول متغیر	نتیجه
ΔQELEC	-۶/۱۹***		متغیر در سطح. ایستاست
ΔGDP	-۱/۴۸	-۱۲/۳۸***	تفاضل مرتبه اول متغیر ایستاست.

*** ایستایی در سطح ۱ درصد، ** ایستایی در سطح ۵ درصد و * ایستایی در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۱) متغیر رشد مصرف برق ($\Delta QELEC$) ایستا از مرتبه اول I(1) و متغیر رشد تولیدبخش کشاورزی (ΔGDP) ایستا در سطح می‌باشند، بنابراین حداکثر درجه جمعی متغیرها برابر با یک می-باشد ($d_{max} = 1$). در ادامه برای تعیین وقفه بهینه برای سیستم VAR از آماره آزمون LR تعدیل شده ترتیبی (LR)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)، معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)، معیار اطلاعاتی شوارتز بیزین (SC)، معیار اطلاعاتی حنان کوئیک (HQ) استفاده گردید که نتایج آن در جدول (۲) بیان شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از آماره‌های انتخاب مدل مناسب VAR بین دو متغیر ΔGDP و ΔQELEC

lag	HQ	SC	AIC	FPE	LR
۰	۳۵/۶۲	۳۵/۷۱	۳۵/۶۱	۱/۰e+۱۳	NA
۱	۳۵/۵۷	۳۵/۸۲	۳۵/۵۲	۹/۳e+۱۲	۹/۵۵
۲	۳۵/۰۲	۳۵/۴۵	۳۴/۹۵	۵/۴e+۱۲	۱۸/۲۹
۳	۳۵/۴۰	۳۵/۹۹	۳۵/۳۰	۸/۰e+۱۲	۱/۷۴
۴	۳۴/۶۲*	۳۵/۳۹*	۳۴/۵۰*	۴/۰e+۱۲*	۲۲/۴۱*

*** ایستایی در سطح ۱ درصد، ** ایستایی در سطح ۵ درصد و * ایستایی در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۲) وقفه بهینه برای مدل VAR بین دو متغیر ΔGDP و $\Delta QELEC$ برابر با چهار ($k = 4$) می‌باشد. به این ترتیب برای آزمون رابطه علیت تودا- یاماموتو بین متغیرها باید یک مدل VAR پنج وقفه‌ای ($k + d_{max} = 5$) همانند روابط (۹) و (۱۰) برآورد گردد که در آنها وقفه ۵ام به عنوان متغیر توضیحی برون‌زا تعریف شده است:

$$\Delta GDP_t = c_1 + \sum_{i=1}^{5} \alpha_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{5} \beta_i \Delta QELEC_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (۹)$$

$$\Delta qelec_t = c_2 + \sum_{i=1}^{5} \gamma_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{5} \delta_i \Delta QELEC_{t-i} + \varepsilon_{2t} \qquad (۱۰)$$

در روابط فوق $\Delta QELEC$ رشد مصرف برق در بخش کشاورزی برحسب میلیون کیلووات ساعت، ΔGDP رشد تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی برحسب میلیارد ریال (به قیمت پایه سال ۱۳۷۶) **و** c_i، α_i، β_i، γ_i و δ_i پارامترهای الگو می باشند.

در ادامه آماره والد برای آزمون چگونگی علیت بین دو متغیر $\Delta QELEC$ و ΔGDP محاسبه شد که نتایج بدست آمده در جدول (۳) گزارش شده است. برای بررسی اینکه آیا رشد بخش کشاورزی علیت رشد مصرف برق در این بخش می‌باشد یا نه، فرض $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$ مورد آزمون قرار گرفت که پذیرش آن نشان-دهنده عدم وجود رابطهٔ علی از طرف رشد بخش کشاورزی به رشد مصرف برق می‌باشد. در حالی که رد فرضیه $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ بیانگر این است که از سوی رشد مصرف برق به رشد بخش کشاورزی رابطه علی وجود داشته و می‌توان گفت رشد مصرف برق در این بخش می‌تواند علیت رشد بخش کشاورزی باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون والد

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	H_0	آمارهٔ والد (χ^2)*	نتیجه گیری
ΔGDP	$\Delta QELEC$	$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$	۲۱/۲۰ (pvalu=۰/۰۰)	$\Delta QELEC \rightarrow \Delta GDP$
$\Delta QELEC$	ΔGDP	$\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$	۳/۰۰ (pvalu=۰/۵۵)	$\Delta GDP \nrightarrow \Delta QELEC$

نتایج پیش بینی مصرف برق در بخش کشاورزی

در مطالعه حاضر با توجه به وجود روند در داده‌ها، جهت هموارسازی از روش هموارسازی روند خطی هالت استفاده شده است. مقادیر پارامترهای هموارسازی در جدول (۴) گزارش شده است. با توجه به نتایج جدول، میانگین درصد سالانهٔ افزایش مصرف برق بخش کشاورزی در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ معادل ۵/۴۵ درصد خواهد بود.

جدول (۴): نتایج پیش بینی مصرف برق در بخش کشاورزی

سال	مقدار پیش بینی شدهٔ مصرف برق (میلیون کیلووات ساعت)	درصد رشد مصرف برق
۱۳۹۰	۲۵۴۶۵/۳۵	۹/۹۳
۱۳۹۱	۲۷۱۸۰/۲۸	۶/۳۰
۱۳۹۲	۲۸۸۹۵/۲۱	۵/۹۳
۱۳۹۳	۳۰۶۱۰/۱۳	۵/۶۰
۱۳۹۴	۳۲۳۲۵/۰۶	۵/۳۰
۱۳۹۵	۳۴۰۴۰	۵/۰۳
۱۳۹۶	۳۵۷۵۴/۹۳	۴/۷۹
۱۳۹۷	۳۷۴۶۹/۸۶	۴/۵۷
۱۳۹۸	۳۹۱۸۴/۷۹	۴/۳۷
۱۳۹۹	۴۰۸۹۹/۷۱	۴/۱۹
۱۴۰۰	۴۲۶۱۴/۶۴	۴/۰۲
α_2=۰/۴۵۲۰	α_1=۰/۶۵۰۱	
۵/۴۵ = میانگین درصد رشد سالانهٔ مصرف برق در بخش کشاورزی		

بحث و نتیجه‌گیری

انرژی به عنوان نیروی محرکه اکثر فعالیت های تولیدی و خدماتی جایگاه ویـژه ای در رشـد و توسـعهٔ اقتصادی دارد. بررسی رابطهٔ علیت گرنجری بین رشد مصرف برق و رشد بخش کشاورزی طی سال های ۸۹-۱۳۶۷ نشان داد که فقط یک رابطهٔ علیت گرنجـری یـک طرفـه از سـوی رشـد مصـرف بـرق بـه رشـد بخـش کشاورزی وجود دارد. نتیجه مذکور حاکی از این است که افزایش مصرف انرژی برق همراه با افزایش بهـره-وری، محرک رشد اقتصادی بخش کشـاورزی خواهـد بـود. بنـابراین اجـرای سیاسـت هـای صـرفه جـویی در مصرف برق می بایستی همراه با اتخاذ سیاست های مناسب در جهت افزایش بهره‌وری در مصـرف و اسـتفادهٔ بهینه از این حامل انرژی صورت گیرد.

با توجه به اینکه انرژی برق در بخش کشاورزی به عنوان نهادهٔ تولید مطرح می باشد و با در نظر گرفتن این نکته که بخش کشاورزی تـاکنون از مزیـت انـرژی ارزان برخـوردار بـوده اسـت، اگـر در کوتـاه مـدت و ضربتی این مزیت از بخش کشاورزی گرفته شود منجربه پیدایش آثار انقباضی مانند بیکـاری (کـاهش تولیـد) خواهد شد. بنابراین به منظور احتراز از اینگونه آثار منفی، اعمال سیاست‌های صرفه‌جویی بایـد در بلندمـدت و همراه با سیاست‌های دیگری از جمله آگاه ساختن کشاورزان و ترغیب آنان به استفاده بهینـه از انـرژی و تغییـر تکنولوژی در جهت تولید تأسیسات کم مصرف انرژی انجام گیرد.

همان طور که نتایج پیش بینی مصرف برق نشان داد، رشد تقاضای برق در بخش کشاورزی قابل توجه است به گونه ای که میانگین درصد سالانهٔ افزایش مصرف برق بخش کشاورزی در آینده معادل ۵/۴۵ درصد پیش بینی می شود. بنابراین باید سیاست ها و اقدامات زیربنایی و زیرساختی در جهت بالابردن توان تولیدی نیروگاههای برق کشور و تأمین برق کافی برای جایگزینی با مصرف نفت گاز اتخاذ گردد.

منابع

۱- آرمن، سید عزیز، و زارع، روح‌الله. (۱۳۸۸). «مصرف انرژی در بخش های مختلف و ارتباط آن با رشداقتصادی در ایران: تحلیل علّیت بر اساس روش تودا و یاماموتو»، *فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۱:۹۲-۶۷.

۲- بهبودی، داوود، باستان، فرانک، و فشاری، مجید. (۱۳۹۰). «بررسی رابطه بین مخاج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علیت در داده‌های تابلویی)»، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۳: ۹۶-۸۱.

۳- صادقی، سید کمال، متفکرآزاد، محمدعلی، پورعباداللهان کویچ، محسن، و شهباززاده خیاوی، اتابک. (۱۳۹۱). «بررسی رابطه علی بین انتشار دی اکسیدکربن، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، سرانه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ایران (رهیافت آزمون علیت تودا- یاماموتو)»، *اقتصاد محیط زیست و انرژی*. سال اول. پاییز ۱۳۹۱. شماره ۴: ۱۱۶-۱۰۱.

۴- صمدی، سعید، شهیدی، آمنه، و محمدی، فرزانه. (۱۳۸۷). «تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم همجمعی ومدل ARIMA»، *مجله دانش و توسعه*، سال پانزدهم، شماره ۲۵: ۱۳۶-۱۱۳.

۵- فطرس، محمد حسن، منصوری، حامد، و شعبانی، مجید. (۱۳۸۷). «بررسی رابطه علّی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکتریسیته با استفاده از روش تودا و یاماموتو در ایران» (۲۰۰۶-۱۹۶۷)، *مجله دانش و توسعه*، سال پانزدهم، شماره ۲۵: ۱۸۹-۱۶۹.

۶- مرکز ملی آمار ایران، (۱۳۹۰).

۷- نجارزاده، رضا، و عباس محسن، اعظم. (۱۳۸۳). «رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های قتصادی در ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال اول، شماره ۲: ۸۰-۶۱.

1. Akchay, Selçuk. (2011). "Pcausality relationship between total r&d investment and economic growth: evidence from united states", Suleyman Demirel University, The Journal of Faculty of Economics and Administrative Sciences, Vol.16, No.1 :79-92.
2. Cheng, Benjamin. S., and Lai, Tin Wei. (1997). "An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan", Energy Economics 19, pp.435-444.
3. Chontanawat, Jaruwan., Hunt, Lester C., and Pierse, Richard. (2006). "Causality between Energy Consumption and GDP: Evidence from 30 OECD and 78 Non-OECD Countries", Department of Economics University of Surrey, SEEDS 113, ISSN 1749-8384.
4. Climent, Francisco., Pardo, Angel. (2007). "Decoupling factors on the energy–output linkage: The Spanish case", Energy Policy, Volume 35, Issue 1: 522-528.
5. Erdogdu, Erkan. (2007). "Electricity Demand Analysis Using Cointegration and ARIMA Modelling: A Case Study of Turkey", Energy Policy, 35: 1129–1146.

6. Granger, Clive. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica, Vol. 37, No. 3: 424-438.
7. Holt, Charles. C. (1957). "Forecasting Trends and Seasonal by Exponentially Weighted Averages", ONR Memorandum No. 52, Carnegie Institute of Technology, Pittsburgh, USA (published in International Journal of Forecasting 2004), 20: 5–13.
8. Oladipo, Olajide. S., (2010). "Does saving really matter for growth in developing countries? : the case of a small open economy", International business and economics research journal. Vol. 9, 4: 87-94.
9. Toda, Hiro. Y., Yamamoto, Taku. (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes", Journal of econometrics, 66: 225–250.
10. Wang, Shuchun. (2006). "exponential smoothing for forecasting and Bayesian validation of computer models", School of industrial and systems. Georgia institute of technology.