فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی/ سال پنجم / شمارهٔ ۱۷/ تابستان ۱۳۸۷/ صفحات ۷۲ - ۵۷

بررسی رابطهٔ مصرف کل برق و رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۵)

داود بهبودی

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، dbehboudi@gmail.com

حسین اصغرپور

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، asgharpurh@gmail.com

محمدحسن قزوینیان

کارشناس ارشد علوم اقتصادی، mhasan_qazvin@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۷/۸/۲۵ تاریخ پذیرش: ۸۷/۱۲/۱۲

چکیده

تولید بدون وجود شبکه‌های زیربنایی اقتصادی در هیچ یک از بخش‌های اقتصادی امکان‌پذیر نیست. نیروی برق با توجه به تغییرات پدید آمده در صنایع و تبدیل نیروی محرکهٔ مکانیکی به الکتریکی، پیدایش موتورهای برقی و گسترش ابزارهای ماشینی، نقش بسیار مهمی در توسعه صنعتی کشورها ایفا می‌کند. گسترش مصرف سرانهٔ برق در سطح ایران نیز نشان دهندهٔ این است که رشد و توسعهٔاقتصادی و رفاه اجتماعی در کشور از رشد متوسطی برخوردار بوده است.

در این مقاله، تلاش شده‌است با استفده از داده‌های سری‌زمانی سالانهٔ اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳۴۶، رابطهٔ بین مصرف برق و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا، از آزمون هم‌جمعی جوهانسن –جوسیلیوس و انگل –گرنجر، برای بررسی رابطهٔ بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از تحقیق نشان می‌دهد که رابطهٔای بلندمدت و مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی ایران وجود دارد.

یافته‌های مقاله براین دلالت دارد که فزایش مصرف حامل‌های انرژی، موجبات رشد بخش‌های اقتصادی رافراهم می‌کند، از سوی دیگر، رشد بخش‌های مختلف اقتصادی کشور موجب رشد افزایش مصرف حامل‌های انرژی می‌شود. از این‌رو ضرورت و اهمیت برنامه‌ریزی لازم در خصوص تأمین نیازهای بخش‌های اقتصادی به حامل‌های انرژی، بیش از پیش آشکار می‌شود. هم‌چنین سیاست‌های تحدید در مصرف انرژی که با هدف بهبود کارایی اقتصاد انجام می‌پذیرد، می‌تواند بدون این‌که مانع رشد اقتصادی شود، به مرحلهٔ اجرا برسد.

طبقه‌بندی JEL: Q43 ،C32

کلید واژه: آزمون هم‌جمعی انگل –گرنجر، آزمون هم‌جمعی جوهانسن –جوسیلیوس، رشد اقتصادی ، مصرف کل برق

۱-مقدمه

ایران به عنوان یک کشور درحال توسعه و دارای منابع گسترده انرژی و توان بالقوهٔ بالای تولید و مصرف انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد مبتنی بر منابع طبیعی محسوب می‌شود، بنابراین برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی اهمیت فراوانی داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد. مروری بر ادبیات رشد اقتصادی دلالت بر آن دارد که در مدل‌های رشد اولیه مانند مدل رشدهارود -دومار و مدل رشد سولو، سرمایه و نیروی کار به‌عنوان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شدند. لیکن امروزه علاوه بر کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از عوامل مهم و مؤثر در توابع تولید و الگوهای رشد منظور می‌شود. به طور متعارف بین میزان استفاده از این عوامل و نهاده‌ها با سطح تولید رابطهٔ مستقیم وجود دارد، ولی شواهد تجربی و یافته‌های متفاوتی در خصوص رابطهٔ عینی مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی توسط محققان گزارش شده‌است. از سوی دیگر تغییر و تحولات فناوری و نیز افزایش یا کاهش سهم حامل‌های مختلف انرژی در ساختارهای اقتصادی، می‌تواند روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متعارفی را بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی ایجاد کند. امروزه انسان بیش از پیش وابسته به انرژی و به‌ویژه انرژی الکتریسیته شده‌است. به‌طوری که اگر انرژی الکتری‌سی‌ته را زی‌ربنای تمام تحولات قرن جدید بدانی‌م، چندان دوراز ذهن نی‌ست. برای این منظور، در مقاله حاضر تلاش شده‌است رابطهٔ بین مصرف کل برق و رشد اقتصادی ایران طی دورهٔ ۱۳۸۵ -۱۳۴۶، مورد بررسی قرار گیرد.

این مقاله در ۵ بخش تدوین شده که پس از مقدمه در بخش دوم به مطالعات تجربی داخلی و خارجی اشاره خواهد شد. در بخش سوم، به روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده‌است. بخش چهارم، به تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده‌است.

۲-مطالعات تجربی

مطالعات متعددی در زمینهٔ مصرف انرژی و رشد اقتصادی در داخل و خارج از کشورانجام شده‌است. در این میان مطالعاتی مربوط به مصرف برق و رشد اقتصادی نیز دیده می‌شود. که در ادامه خلاصه‌ای از مطالعات‌خارجی انجام شده در این زمینه آورده شده‌است:

گوش [1] (۲۰۰۲)، در مقالهٔ خود به بررسی مصرف برق و رشد اقتصادی در هند برای دورهٔ زمانی ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۷ با استفاده‌از روش خود رگرسیون برداری (VAR) پرداخت و به این نتیجه رسید که رابطهٔ علی یک‌طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف کل برق وجود دارد.

آلتینی و کاراگول [2] (۲۰۰۵)، به بررسی مصرف برق و رشد اقتصادی در ترکیه برای دورهٔ زمانی ۱۹۵۰ تا ۲۰۰۰ با استفاده‌از آزمون ریشهٔ واحد زیوت و اندریوز و علیت گرنجر استاندارد، پرداختند و به این نتیجه رسیدند که رابطهٔ علّی یک طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی وجود دارد.

هونو [3] (۲۰۰۵)، در مطالعهٔ خود با استفاده از اطلاعات سری زمانی کرهٔ جنوبی طی دورهٔ ۲۰۰۲-۱۹۷۰، به روش تصحیح خطا به بررسی رابطهٔ علّی کوتاه‌مدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی پرداخته و به این نتیجه رسیده‌است که رابطهٔ علی دوطرفه بین مصرف کل برق و تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

ناریان و سینگ [4] (۲۰۰۶)، با استفاده از آزمون علیت گرنجر، رابطهٔ بین مصرف برق و GDP را در جزایر فیجی طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۲ مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج آن‌ها حاکی از وجود رابطهٔ علی یک طرفه از مصرف برق به رشد اقتصادی است.

اسکوالی [5] (۲۰۰۶)، به بررسی رابطهٔ علّی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اپک طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته است. وی از آزمون علّیت تودا و یاماموتو استفاده کرده و به این نتیجه رسیده‌است که رابطهٔ علّی بین کشورهای مورد بررسی متفاوت است.

یو [6] (۲۰۰۶)، در بررسی رابطهٔ علّی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کشورهای آسیایی برای دورهٔ زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۲، با استفاده از آزمون‌های علّیت گرنجر و علّیت هیسائو به نتایج متفاوتی بین کشورها دست یافته است.

1 - Ghosh.
2 - Altinay & Karagol.
3 - Hoonu.
4 - Narayan & Singh.
5 - Squalli.
6 - Yoo.

یوان و همکاران [1] (۲۰۰۶)، با استفاده از روش هم‌جمعی، به بررسی رابطهٔ علّی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در کشور چین طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۴، پرداختند. نتایج به‌دست آمده حاکی از رابطهٔ علّی یک طرفه از مصرف برق به تولید ناخالص داخلی حقیقی است.

ولد-روفائل [2] (۲۰۰۶)، نیز در بررسی رابطهٔ بین مصرف برق ورشد اقتصادی در هفده کشور آفریقایی در دورهٔ زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۱، با استفاده از آزمون علّیت تودا و یاماموتو، به نتایج متفاوتی از روابط علّی بین مصرف برق و رشد اقتصادی رسیده‌اند.

موزامدر وارا تِ [3] (۲۰۰۷)، در بررسی رابطهٔ علّی بین مصرف برق و تولید ناخالص داخلی در کشور بنگلادش برای دورهٔ زمانی ۱۹۷۱ تا ۱۹۹۹، با استفاده از روش تصحیح خطای برداری، به این نتیجه رسیدند که رابطهٔ علّی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف برق وجود دارد.

هرچند که در هیچ یک از مطالعات داخلی مربوط به انرژی و رشد اقتصادی در داخل کشور، به طور صریح مصرف برق و رشد اقتصادی لحاظ نشده است و لیکن دو مطالعهٔ داخلی که در آن‌ها مصرف برق به صورت ضمنی وجود دارد، در ادامه آورده شده‌اند:

آرمن و زارع (۱۳۸۳)، به بررسی رابطهٔ علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشور ایران طی دورهٔ ۱۳۸۱-۱۳۴۶، پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در تحقیق آن‌ها عبارتند از: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به عنوان تقریبی از قیمت‌های انرژی، کل مصرف نهایی انرژی، مصرف فرآورده‌های نفتی، مصرف سوخت‌های جامد، مصرف گاز طبیعی و مصرف برق بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام، که تمامی این متغیرها به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. آن‌ها به منظور بررسی رابطهٔ علّیت گرنجری بین متغیرها هم از روش تودا و یاماموتو و هم از روش تصحیح خطا استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو نشان‌دهندهٔ این است که یک رابطهٔ علّیت گرنجری یک طرفه‌از کل مصرف نهایی انرژی، مصرف فرآورده‌های نفتی و مصرف برق به رشد اقتصادی و یک رابطهٔ علّیت گرنجری یک طرفه از رشد

1 - Yuan et al.
2 - Wolde-Rufael.
3 - Mozumder & Marathe.

اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد وجود دارد. هم‌چنین نتایج حاصل از برآورد مدل‌های تصحیح خطا نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت یک رابطهٔ علیت گرنجری دوطرفه بین مصرف برق و رشد اقتصادی و نیز یک رابطهٔ علیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی فقط در بلندمدت وجود دارد.

نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳)، در مقاله‌ای با عنوان «رابطهٔ بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی درایران» به بررسی رابطهٔ علیت بین مصرف حامل‌های انرژی (نفت، گاز و برق) و رشد بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، حمل‌ونقل و خدمات) در ایران، با استفاده از آزمون علیت هیسائو طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۰، پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که یک رابطهٔ علیت دوطرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران وجود دارد.

۳- روش شناسی تحقیق

به‌کارگیری روش‌های کلاسیک و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری‌زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی پایاست که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد الگو ناپایا باشند، در عین‌حالی که ممکن است هیچ رابطهٔ معنی‌دار بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌توانند دارای ضریب تعیین (R^2) بسیار بالا باشند و موجب دست‌یابی به استنباط‌های نادرست در مورد ارتباط بین متغیرها شوند. هم‌چنین وجود متغیرهای ناپایا در الگو سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F معمول نیز ازاعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین شرایطی کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های t و F، کمیت‌های بحرانی صحیحی برای انجام آزمون نیستند. کمیت‌های بحرانی منتج از توزیع‌های t و F به‌گونه‌ای است که باافزایش حجم نمونه، امکان رد هر چه بیش‌تر فرضیهٔ H_0، را فراهم می‌آورند. با رد فرضیهٔ H_0 به غلط نتیجه‌گیری می‌شود که رابطهٔ مستحکم و معنی‌داری بین متغیرهای الگو وجود دارد، در حالی که واقعیت جز این است و رگرسیون حاصل رگرسیون کاذبی است. از آن‌جا که سری‌های زمانی اقتصاد کلان به‌طور عموم ناپایا

هستند، به‌ویژه متغیرهای اسمی که در شرایط تورمی، روندی صعودی دارند، لازم است کاملاً به عواقب و مشکلات استفاده از داده‌های سری زمانی ناپایا و امکان بروز رگرسیون کاذب در کارهای تجربی خود توجه کرد. از مشخصه‌های معمول یک رگرسیون کاذب، داشتن ضریب تعیین (R^2) بالا (نزدیک به یک) و آمارهٔ دوربین واتسون (DW) پایین (نزدیک به صفر) است (نوفرستی، ۱۳۷۸).

استفاده از روش برآورد OLS، در کارهای تجربی براین فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا هستند. از سوی دیگر، اکثریت بر این باورند که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند.

تا آن‌جا که به تئوری‌های اقتصاد کلان مربوط می‌شود، مهم‌ترین پیامد انقلاب ریشهٔ واحد، آن است که وقتی ناپایا بودن یک متغیر سری زمانی به اثبات می‌رسد، تکانه‌های تصادفی اثری دائمی بر آن متغیر خواهند داشت، بنابراین بسیار مهم است که اعتبار آزمون وجود ریشهٔ واحد به عنوان یک واقعیت تجربی به دقت مورد بررسی و ارزیابی قرار داد.

پیش از انجام آزمون هم‌جمعی، بررسی داده‌ها برای انتخاب نوع آزمون پایایی یا ناپایایی سری‌های زمانی مورد استفاده، ضروری است. برای این منظور از آزمون‌های دیکی –فولر (DF)[1] و دیکی –فولر تعمیم یافته (ADF)[2] به عنوان متداول‌ترین روش‌های آزمون ایستایی سری‌های زمانی استفاده می‌شود.

۳-۱- آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر

متداول‌ترین روش برای آزمون ایستایی یک متغیر، آزمون ریشهٔ واحد دیکی‌فولر است. اگر یک سری زمانی نظیر Y_t، را در نظر گرفته و معادلهٔ زیر برآورد شود، آزمون ریشهٔ واحد، فرضیهٔ $\delta = 0$ را در مقابل $\delta \neq 0$، آزمون می‌کند:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

1 - Dickey-Fuller.
2 - Augmented Dickey-Fuller.

که در آن ε_t، جمله خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس δ^2 ناهمبسته است. درحالتی که $m=0$ است، آزمون مورد نظر را دیکی‌فولر درغیر این‌صورت دیکی‌فولر تعمیم‌یافته می‌گویند، به‌طوری‌که m برای به وجود آمدن پسماندهای نوفهٔ سفید[1] به‌کار می‌رود.

- پیدا کردن وقفه‌های بهینهٔ الگو

پیدا کردن وقفه‌های بهینهٔ الگو با توجه به حجم نمونه و تعداد متغیرها انجام می‌گیرد. معیارهای مختلفی برای انتخاب طول وقفهٔ بهینه وجود دارد که از میان آن‌ها می‌توان به معیار آکائیک(AIC)[2] و شوارتز - بیزین(SBC)[3] که به‌صورت زیر فرموله شده‌اند، اشاره کرد:

$$AIC_{(n)} = Ln\det(\sum n) + \frac{2m^2 n}{T}$$

$$SBC_{(n)} = Ln\det(\sum n) + m^2 n LnT$$

در این معادلات m، تعداد متغیرهای الگو، T، حجم نمونه و $\det(\sum n)$ دترمینان ماتریس کوواریانس است و وقفهٔ بهینه به‌وسیلهٔ کم‌ترین مقدار آمارهٔ شوارتز - بیزین انتخاب می‌شود. لازم به یادآوری است که معیار شوارتز بیزین برای نمونه‌های بزرگ‌تر و معیار آکائیک برای نمونه‌های کوچک‌تر کاربرد دارد.

۳-۲- آزمون هم‌جمعی جوهانسن-جوسلیوس

این روش با یک مدل توزیع وقفه‌ای شروع می‌شود که می‌توان آن‌را به صورت زیر بیان کرد:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_p Y_{t-P} + U_t$$

1 - White Noise.
2 - Akaike.
3 - Schwarz's Bayesian .

و در آن Y_t، یک بردار n متغیره A_p، ماتریس ضرایب و U_t بردار جملات اخلال الگو است. در ادامه این روش، معادله (۱)، به صورت یک مدل تصحیح خطای برداری[1] (VECM) تبدیل می‌شود:

$$\Delta Y = B_1\Delta Y_{t-1} + B_2\Delta Y_{t-2} + ... + B_{p-1}\Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + \tau_t$$

$$B_t = -(I - A_1 - A_2 - ... - A_{p-1})$$

$$\pi = -(I - A_1 - A_2 - ... - A_p)$$

در این حالت، I، ماتریس واحد خواهد بود و π، ماتریس مربع n*n با رتبه r، که در این‌جا r تعداد بردارهای هم‌جمعی است. حال دو ماتریس α و β به‌نحوی تعریف می‌شوند که $\pi = \alpha\beta'$ باشد، که در آن α ماتریس مربوط به ضرایب تعدیل بلندمدت و β ماتریس ضرایب بلندمدت تعادلی است. (سطرهای ماتریس β تعداد بردارهای هم‌جمع متمایز را تشکیل می‌دهد.) وقتی $r \le (n-1)$ است رابطهٔ هم‌جمعی وجود دارد، و ستون از ماتریس β شامل r ترکیب خطی مستقل بین متغیرهای X_t است، که هر یک پایا یا I(۰) هستند و (n-r) ستون باقی‌ماندهٔ β بردارهایی هستند که تشکیل فرایندهای ناپایای I(۱) را می‌دهند. با توجه به این‌که باید تنها بردارهایی از β که I(۰) هستند در رابطهٔ I وارد شوند، لازم است (n-r) ستون آخر ماتریس α عملاً صفر باشد. بنابراین تعیین این‌که چند بردار هم‌جمعی در β وجود دارد، به آزمون این‌که چند ستون از ماتریس α صفر است، برمی‌گردد. به‌عبارت دیگر، آزمون هم‌جمعی به تعیین رتبهٔ ماتریس π منجر می‌شود.

برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی می‌توان از آمارهٔ زیر که ماتریس اثر[2] نامیده می‌شود، استفاده کرد:

$$\lambda_{trace} = -2LnQ = -n\sum_{i=r+1}^{n} Ln(1-\hat{\lambda}) \qquad r = 0,1,2,...n-1$$

Q، نسبت تابع حداکثر راست‌نمایی مقید به تابع حداکثر راست‌نمایی غیرمقید، $\hat{\lambda}_i$، مقادیر ویژه و n تعداد مشاهدات است. این آماره به‌گونه‌ای تنظیم شده‌است که وقتی

1- Vector Error Correction Model.
2- Trace matrix test.

هیچ بردار هم‌جمعی در بین متغیرهای الگو وجود ندارد، کمیت صفر را ارائه می‌کند و در حالت وجود r بردار هم‌جمعی، r مقدار ویژه (λ) وجود خواهد داشت.

آزمون دیگری که برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی به‌کار برده می‌شود، آزمون حداکثر مقادیر ویژه[1] است که به صورت زیر نمایش داده می‌شود: این آماره نیز از توزیع مجانبی برخوردار است و وجود r بردار هم‌گرا را در برابر فرضیه مقابل وجود r+۱ بردار، آزمون می‌کند:

$$\lambda_{max} = -nLn(1-\hat{\lambda}_{r+1}) \qquad r = 0,1,2,..., n-1$$

۳-۳- آزمون دومرحله‌ای انگل-گرنجر

انگل و گرنجر (۱۹۷۸)، یک روش دومرحله‌ای برای مدل‌سازی فرایندهای هم‌جمعی ارائه کرده‌اند. در مرحلهٔ اول این روش بااستفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد مانند دیکی-فولر و دیکی‌فولر تعمیم یافته، از ریشهٔ واحد داشتن متغیرهای مورد بررسی، اطمینان حاصل کرده و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، معادله موردنظر تخمین زده می‌شود. در مرحله دوم با استفاده از آزمون‌های ریشهٔ واحد، باید آزمون کرد که آیا پسماندهای حاصل از این مدل رگرسیون (به عنوان ترکیب خطی از دو سری ناپایا)، پایاست یا خیر. در این صورت فرضیهٔ صفر و مقابل را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

H_0: جملهٔ پسماند، ناپایاست

H_1: جملهٔ پسماند، پایاست

پس از انجام آزمون ریشهٔ واحد روی جمله پسماند، نتایج زیر قابل استخراج است:

۱-اگر فرضیهٔ صفر مبنی بر ناپایایی جملات پسماند پذیرفته شود، وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل تأیید نمی‌شود.

۲-اگر پسماند حاصل از معادلهٔ رگرسیون، پایا باشد، باتوجه به مقادیر بحرانی انگل-گرنجر نتیجه گیری می‌شود که متغیرهای مورد بررسی هم‌جمع‌اند و رابطهٔ بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد. (تشکینی، ۱۳۸۴)

1- Eign value maximal .

۴ – یافته‌های تجربی

۴-۱ – مروری بر داده‌های آماری

مطابق آمار و اطلاعات موجود، ظرفیت اسمی نیروگاه‌های وزارت نیرو در سال ۱۳۸۵ به ۴۵,۱ گیگا وات رسیده است، که ۳۴,۵ درصد آن به نیروگاه‌های بخاری، ۴۹,۹ درصد به نیروگاه‌های گازی و سیکل ترکیبی، ۱۴,۶ درصد به نیروگاه‌های آبی و ۱ درصد به نیروگاه‌های دیزلی، بادی و خورشیدی اختصاص دارد.

به‌طوری‌که در حال حاضر ایران از نظر ساخت سد و نیروگاه جزء کشورهای برتر دنیا است و با داشتن صنایع پیچیدهٔ نیروگاهی می‌تواند در زمینهٔ ساخت نیروگاه‌های گازی، آبی و بخاری فعالیت کند و در بخش‌های توزیع و انتقال نیز تقریباً به خوداتکایی دست یافته‌است.

روند مصرف برق از بُعد مصرف نیز قابل تأمل است. در سال ۱۳۸۵ کل مصرف برق کشور معادل ۸۶,۴ میلیون بشکه نفت خام است که بالاترین میزان مصرف آن، با میزان ۴۱,۳ میلیون بشکه معادل نفت خام، به بخش خانگی و تجاری اختصاص دارد که بیش از ۵۰ درصد مصرف کل است. بعد از آن بخش‌های صنعت و کشاورزی به‌ترتیب با دارا بودن ۳۴ و ۱۱ درصد از کل مصرف برق، در مراتب بعدی قرار دارند.

بررسی سیر مصرف برق نشان‌گر آن است که رشد اقتصادی و صنعتی کشور، گسترش شبکهٔ توزیع در پرتو سیاست‌های اجتماعی دولت و افزایش مشترکان خانگی و نیز گسترش استفاده از لوازم برقی سبب ازدیاد مصرف و در نتیجه عدم تعادل شدید عرضه و تقاضای برق شده است، لذا با وجود افزایش ظرفیت تولید و توانمندی‌های موجود در این زمینه تعادل شکننده‌ای بین مصرف و عرضه وجود دارد، که با اندک فشاری در سمت تقاضا یا سمت عرضه موجب بروز خاموشی‌های وسیع و مکرر می‌شود که می‌تواند به علت عدم تأمین انرژی پایدار، به فرایند رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی آسیب برساند، که نمونهٔ بارز آن در سال ۱۳۸۷ به علت بروز خشکالی مشاهده شد از این رو دو هدف باید در کشور دنبال شود یکی، تأمین منابع ارزی و ریالی برای افزایش سرمایه‌گذاری در زمینهٔ برق برای آینده و دوم، صرفه‌جویی و بهینه‌سازی مصرف برق.

با نگاهی بر نوسانات رشد اقتصادی در ایران و رشد مصرف کل برق، ملاحظه می‌شود که نوسانات آن‌ها با یکدیگر هم‌جهت بوده‌اند. این نشان می‌دهد که با بهبود شرایط اقتصادی در ایران، مصرف کل برق نیز افزایش یافته است و برعکس در دوران رکود نرخ

رشد، مصرف نهایی برق کاهش یافته‌است. در چند سال اخیر به دلیل شرایطی که بر اقتصاد کشور حاکم بوده، رشد مصرف برق نسبت به رشد تولید آن بیش‌تر است. در نمودار(۱)، نوسانات نرخ رشد مصرف نهایی برق و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵، نشان داده شده است.

در نمودار (۲)، نیز پراکنش بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد مصرف کل برق مشاهده می‌شود، این نمودار نیز نشان دهندهٔ رابطهٔ مثبت بین دومتغیر یاد شده است. در حقیقت نمودار مذکور نشان می‌دهد که مصرف کل برق تأثیرمثبتی بر نرخ رشد اقتصادی دارد.

۴-۲- الگوی اقتصادسنجی

برای بررسی رابطهٔ بین مصرف کل برق و رشد اقتصادی و نه تخمین تابع تولید، از الگوی اقتصادسنجی زیر استفاده شده است:

$$LRGDP = \alpha + \beta LELECT + u$$

که در آن LRGDP، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۷۶ بوده و آمار واطلاعات آن از گزارش اقتصادی و ترازنامهٔ بانک مرکزی در سال‌های مختلف اخذ شده‌است. LELECT، لگاریتم مصرف کل برق حسب میلیون بشکه معادل نفت‌خام بوده و آمار و اطلاعات آن از ترازنامهٔ انرژی سال ۱۳۸۵ جمع آوری شده‌است.

۴-۳- نتایج آزمون‌های ریشهٔ واحد

در این قسمت،آزمون ریشهٔ واحد متغیرهای سری زمانی لگاریتم مصرف کل برق و لگاریتم تولید ناخالص داخلی بر اساس آزمون ریشهٔ واحد دیکی - فولر انجام شده‌است. نتایج آزمون ریشهٔ واحد دیکی - فولر تعمیم یافته برای سطح و تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها در جدول (۱) ارائه شده‌است. همان‌طور که ملاحظه می شود، هر دومتغیر یاد شده هم درحالت باعرض از مبدأ و هم در حالت با عرض از مبدأ و روند انباشته از مرتبهٔ اول هستند.

۴-۴- نتایج آزمون هم‌جمعی

برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطهٔ هم‌جمعی ابتدا از آزمون هم‌جمعی جوهانسن –جوسیلیوس و سپس از آزمون هم‌جمعی انگل –گرنجر استفاده شده است.

۴-۴-۱- نتایج آزمون جوهانسن –جوسیلیوس

در رابطه با این آزمون‌ها، وقتی فرضیهٔ صفر وجود r بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود، که کمیت آمارهٔ آزمون مربوطه، از مقدار بحرانی ارائه شده توسط جوهانسن و جوسیلیوس کم‌تر باشد. بنابراین با توجه به جدول (۲)، این آزمون بر طبق آمارهٔ حداکثر مقادیر ویژه برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف کل برق نشان دهندهٔ وجود یک بردار هم‌جمعی یا وجود رابطهٔ بلندمدت در سطح ۵ درصد است و بر طبق آماره اثر نیز نشان دهنده وجود یک بردار هم‌جمعی یا رابطهٔ بلندمدت در سطح ۱۰ درصداست.

۴-۴-۲- نتایج آزمون هم‌جمعی انگل –گرنجر

آزمون بررسی رابطهٔ بین مصرف کل برق و رشد اقتصادی و ضرایب بلندمدت آن بر طبق آزمون هم‌جمعی انگل -گرنجر در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج آزمون هم‌جمعی انگل –گرنجر نشان می‌دهد که رابطه‌ای مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی وجود دارد ولی رابطهٔ بلندمدت بین آن‌ها نیست.

۵- نتیجه گیری

در این مقاله رابطهٔ بین مصرف برق و رشد اقتصادی به روش هم‌جمعی طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳۴۶ در ایران مورد بررسی قرار گرفته و نتایج زیر حاصل شد:

بررسی متغیر لگاریتم مصرف کل برق در قالب الگوی تغییر در عرض از مبدأ و الگوی تغییر در عرض از مبدأ و روند آزمون ریشهٔ واحد دیکی –فولر نشان داد که این متغیر در همه سطوح معنی‌داری، ناپایاست. در ادامه برای اثبات وجود رابطهٔ بلندمدت، متغیرها با استفاده از آزمون هم‌جمعی انگل –گرنجر آزمون شدند و نتایج حاصله نشان داد که رابطهٔ مثبت بین این دو متغیر وجود دارد ولی رابطهٔ بلندمدت بین آن‌ها وجود نیست.

هم‌چنین آزمون هم‌جمعی جوهانسن –جوسیلیوس بر طبق آمارهٔ حداکثر مقادیر ویژه و آمارهٔ اثر برای متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف کل برق، نشان‌دهندهٔ

وجود یک بردار هم‌جمعی، یا وجود رابطهٔ بلندمدت بین دو متغیر به‌ترتیب در سطح ۵ درصد و ۱۰ درصد است.

تولید برق و برنامه‌ریزی برای آن و ساخت نیروگاه‌ها، بر مبنای میزان اوج مصرف انجام می‌پذیرد که بیش‌تر اوقات نیازی به آن نیست. بدین ترتیب باید با اعمال سیاست‌های بهینه‌سازی مصرف از یک سو و با اصلاح ساختار نیروگاه‌ها از سوی دیگر و با تأکید بر تکنولوژی‌های مرسوم و شبکه‌سازی صنعت برق کشور با کشورهای همسایه و یا استفاده از فناوری‌های نوین ذخیره‌سازی، برنامه‌ریزی‌ها و سرمایه‌گذاری‌های انجام پذیرفته در این زمینه، اصلاح شود.

بر اساس یافته‌های تجربی می‌توان استدلال کرد که افزایش مصرف حامل‌های انرژی موجبات رشد بخش‌های اقتصادی را فراهم می‌کند، از سوی دیگر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی کشور موجب رشد افزایش مصرف حامل‌های انرژی می‌شود. از این رو ضرورت و اهمیت برنامه‌ریزی لازم در خصوص تأمین نیازهای بخش‌های اقتصادی به حامل‌های انرژی بیش از پیش آشکار می‌شود. هم‌چنین سیاست‌های تحدید در مصرف انرژی که با هدف بهبود کارایی اقتصاد انجام می‌پذیرد، می‌تواند بدون این‌که مانع رشد اقتصادی باشد، اجرا شود.

فهرست منابع

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح ا... (۱۳۸۴)، بررسی رابطهٔ علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۱، فصل‌نامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران، شمارهٔ ۲۴، صص ۱۱۷-۱۴۳.

بهبودی، داود، متفکرآزاد، محمد علی، خلیل پور، افشین (۱۳۸۶)، بررسی رابطهٔ تقاضای نهایی و واسطه‌ای انرژی با رشد اقتصادی در ایران طی دورهٔ ۱۳۴۶-۱۳۸۳، پژوهش‌نامهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه مازندران، سال ششم، شمارهٔ ۲۲ صص ۱۳-۳۴.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی به کمک Microfit ، انتشارات دیباگران تهران، ص ۱۳۶.

خلیل‌پور، افشین (۱۳۸۵)، بررسی رابطهٔ مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد توسعهٔ اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه تبریز .

نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم (۱۳۸۳)، رابطهٔ بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران، فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی، سال اول، شمارهٔ ۲، پائیز ۸۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، تهران، انتشارات مؤسسهٔ رسا، چاپ اول.

وزارت نیرو، معاونت انرژی، ترازنامهٔ انرژی سال ۱۳۸۵.

Chen, Sheng-Tung & Kuo, Hsiao-I & Chen, Chi-Chung, (2007) The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian countries, *Energy Policy*, No 35, PP. 2611-2621

Douglas, R.B. (1991). On the Macroeconomic Effects of Energy. Resource and energy. Vol.13, No.2, P.148

Ghosh, Sajal, (2006) ,Electricity consumption and economic growth in India, *Energy economics*, No 30, PP. 125-129

Hansen, B.E., (1992). Tests for parameter instability in regressions with I (1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 321–336.

Hoonu, Seung,(2005),Energy consumption and economic growth evidence frome Korea, *Energy Policy*, No 33, PP. 1627-1632

Johansen, S., Juselius, K., (1992). Some structural hypotheses in a multivariate co integration analysis of purchasing power parity and uncovered interest parity for the UK. Journal of Econometrics 53, pp 211–244.

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

Mozumder, Pallab & Marathe, Achla,(2007) Causality relationship between electricity consumption and GDP in Bangladesh, *Energy Policy*, PP, 395-402

Narayan, Paresh Kumar & Singh, Baljeet, ,(2006), The electricity consumption and GDP nexus for the Fiji Island, *Energy economics*

Perron, P., (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. Journal of Econometrics 80, pp.355–385

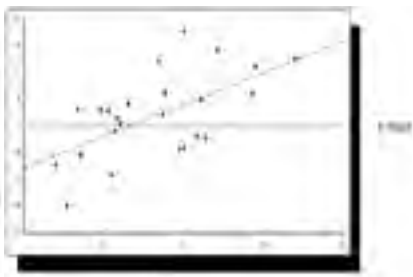
Squalli, Jan, (2006).Electricity consumption and economic growth: Bounds and causality analyses of OPEC members, *Energy economics*

Yoo, S.H, (2006) Causal between electricity consumption and economic growth in Asian countries, *Energy Policy*, PP. 3573-3582

Yuan, Jiahai & Zhao,Changhong & Zhao, Shunkun Yu & Hu Zhaoguang, (2006), Electricity consumption and economic growth in China: Cointegration and co- feature analysis, *Energy economics*, PP.1 -13.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها



نمودار ۲ -پراکنش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بر مصرف کل برق

نمودار ۱ -نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (RRGDP) و رشد مصرف کل برق (RELECT) طی دوره زمانی ۱۳۴۶- ۱۳۸۵

جدول ۱- آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مدل

	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند		
متغیرها	سطح	یک‌بار تفاضل‌گیری	مرتبهٔ انباشتگی	سطح	یک‌بار تفاضل‌گیری	مرتبهٔ انباشتگی
LRGDP	-۰/۵۱۷	-۳,۱۴۵	I(1)	-۲,۲۴۹	-۳,۶۵۷	I(1)
LELECT	-۱/۹۹۴	-۳,۳۰۶	I(1)	-۱,۱۲۸	-۳,۷۶۷	I(1)
مقادیر بحرانی مک کینون، ٪۵	-۲,۹۹۱	-۲,۹۹۸		-۳,۶۳۳	-۳,۶۴۴	

جدول ۲ -نتایج آزمون هم‌جمعی جوهانسن -جوسیلیوس

Model	λ max		Trace	
	r = ۰	r = ۱	r = ۰	r = ۱
(LRGDP , LELECT)	۱۵/۱۶	۱/۷۴	۱۶/۹۵	۱/۷۴
مقادیر بحرانی ٪۵	۱۴/۸۸	۸/۰۷	۱۷/۸۶	۸/۰۷
مقادیر بحرانی ٪۱۰	۱۲/۹۸	۶/۵۰	۱۵/۷۵	۶/۵۰

جدول ۳ -نتایج آزمون هم‌جمعی انگل -گرنجر

متغیرها	ضریب (کشش)	نتایج آزمون ریشه واحد پسماندهای الگوها
(LRGDP,LELECT)	pv (۰,۰۰۰) ۰,۱۸	I(1), ADF=-۱,۵۱۱