برآورد تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی:
مطالعه موردی استان فارس

عبدالکریم اسماعیلی و محمد حسن طرازکار*

چکیده:

با توجه به اهمیت انرژی الکتریکی به عنوان یک نهاده موثر در تولیدات بخش کشاورزی، در مطالعه اخیر تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی استان فارس برآورد و عوامل موثر بر آن در کوتاه و بلند مدت مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای این منظور از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[1] استفاده شد. داده‌های مورد نیاز نیز از منابع مختلف از جمله سازمان برق منطقه‌ای استان فارس، سازمان هواشناسی و سازمان برنامه و بوجه این استان برای افق زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۱، گردآوری شد.

نتایج مطالعه نشان داد که اعمال سیاستهای قیمتی خصوصاً در کوتاه مدت اثری چندانی بر مصرف برق ندارد. همچنین تقاضای برق نسبت به تغیرات درآمد کشاورزان واکنش زیادی نشان نمی دهد و مهمترین عامل موثر بر تقاضای برق در بخش کشاورزی این استان تغییرات آب و هوایی و تعداد مشترکین می‌باشد.

مقدمه

امروزه بحث مديريت انرژي از اهميت خاصي برخوردار است چرا كه انرژي بعنوان زير بنا و كليد توسعه هر كشور مطرح مي باشد. لذا به منظور كنترل مصرف انرژي مي‌بايست عوامل موثر بر ميزان تقاضاي انرژي و ميزان تاثير هر يك از آنها را مشخص نمود. در ميان حامل‌هاي انرژي، انرژي الكتريسته يكي از كالاهاي ضروري جامعه است كه تمام فعاليتهاي كشور بطور مستقيم و غير مستقيم به آن مرتبط است و تجزيه و تحليل تقاضاي آن همواره مورد توجه سياستگذاران بوده است (اميني فرد،۱۳۸۰).

در بخش كشاورزي برق بعنوان يك نهاده توليدي به مصرف مي‌رسد. از اين نظر تأمين به موقع، مطمئن و ارزان انرژي الكتريكي مورد نياز اين بخش، مي‌تواند باعث افزايش توليدات كشاورزي، افزايش صادرات غير نفتي و در نهايت تسريع نرخ رشد اقتصادي كشور گردد.

قسمت اعظم برق مصرفي در بخش كشاورزي در زير بخش زراعت و در الكترو پمپهاي مورد استفاده جهت پمپاژ آب چاههاي كشاورزي، به مصرف مي‌رسد. درصد كمتري از برق مصرفي اين بخش به مصارف گرمايي، جهت گرم نمودن فضاي گلخانه‌ها، دامداري‌ها و مرغداري‌ها، اختصاص مي‌يابد. قسمت ديگري از برق مصرفي در بخش كشاورزي نيز جهت سرمايش محيط و روشنايي مصرف مي‌شود (ترازنامه انرژي، ۱۳۸۱).

بررسي مصرف انرژي در بخش كشاورزي، نشان مي دهد كه طي سال هاي مختلف همراه با افزايش توليد، مصرف انواع حامل‌هاي انرژي افزايش يافته است (عطار،۱۳۸۰). خصوصاً طي سال هاي اخير بر اساس سياست صرفه جويي در مصرف سوخت هاي فسيلي، مصرف انرژي برق در بخش كشاورزي به سرعت در حال افزايش بوده است. سهم اين بخش طي دوره ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۱

* به ترتيب استاديار گروه اقتصاد كشاورزي دانشگاه شيراز و دانشجوي كارشناسي ارشد گروه اقتصاد كشاورزي دانشگاه شيراز

۱- Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)

از ۸/۳ به ۱۱/۲ درصد رسیده و نرخ رشد سالانه‌اي معادل ۱٦/۳درصد داشته است. دليل اصلي اين روند سريع رشد مصرف برق در بخش كشاورزي به اجراي سياست‌هاي بخش انرژي در برقدار نمودن چاه‌هاي آب كشاورزي باز مي‌گردد. در اجراي اين سياست از زمان اجراي طرح برقدار نمودن چاه‌هاي كشاورزي در سال ۱۳۷۷ تا پايان سال ۱۳۸۱، ٤۲۷۰٦ حلقه چاه كشاورزي جديد برقدار شده و بالغ بر ۲۱۲۲ ميليون ليتر نيز در مصرف گازوئيل صرفه جويي شده است (جدول (۱)).

جدول (۱): چاه‌هاي آب برقدار شده طي سال هاي ۸۱-۱۳۷۷

سال	تعداد چاه هاي جديد برقدار شده (حلقه)	مقدار تقريبي صرفه جويي در مصرف گازوئيل (هزار ليتر)
۱۳۷۷	۳۷۲۳	۱۷٤۷٦۳
۱۳۷۸	٦۲۲۲	۳٤۸۳٦٥
۱۳۷۹	٦۹۹۰	۳۸۸۰۲۸
۱۳۸۰	۱۲٥۳۸	٥۳۷٤٦۹
۱۳۸۱	۱۳۲۳۳	٦۷۳۳۸۱
جمع	٤۲۷۰٦	۲۱۲۲۰۰٦

منبع: تراز نامه انرژي

در اين ميان استان فارس همواره رتبه اول را در تعداد چاههاي كشاورزي برقدار شده دار مي‌باشد و طي دوره مذكور ۱۱٤۸٦ حلقه چاه كشاورزي در اين استان برقدار شده‌اند. در جدول (۲) مشخصات چاه‌هاي برقدار شده استان فارس طي سالهاي ۸۱-۱۳۷۷ آورده شده است.

جدول (۲): چاه‌هاي آب برقدار شده در استان فارس طي سال هاي ۸۱-۱۳۷۷

سال	تعداد چاه‌هاي برقدار شده (حلقه)	مصرف برق (مگاوات ساعت)	ميزان تقريبي صرفه جويي گازوئيل (هزار ليتر)
۱۳۷۷	۸۹٤	٦۷۰٥۰	۲٤۸۳۳
۱۳۷۸	۱٦۷۸	۱٦٦۱۲۲	٦۱٥۲۷
۱۳۷۹	۱۹۰۹	۱۸۸۹۹۱	٦۹۹۹۷
۱۳۸۰	۳٤٦٤	۳۱۱۷٦۰	۱۱٥٤٦۷
۱۳۸۱	۳٥٤۱	۳۷۱۸۰٥	۱۳۷۷۰٦
جمع	۱۱٤۸٦	۱۱۰٥۷۲۸	٤۰۹٥۳۰

منبع: تراز نامه انرژي

مطالعات زيادي در زمينه بررسي تابع تقاضاي برق بوسيله محقين خارجي و داخلي صورت پذيرفته است. از جمله هوتاكر و همكاران (۱۹۷۴)، تابع تقاضاي برق و گازوئيل ايالات متحده آمريكا را مورد بررسي قرار داده‌اند. در اين مطالعه با توجه به قيمت‌هاي مختلف برق بر اساس ميزان مصرف آن، سه تابع تقاضا براي بازه‌هاي مختلف مصرف، در نظر گرفته شد. همچنين تابع تقاضا ايالتهاي مختلف بر اساس ميزان شهر نشيني براي دوره ۷۱-۱۹٦۱ نيز برآورد شد. نتايج مطالعه نشان داد كه كشش قيمتي و درآمدي برق در كوتاه مدت پايين‌تر از مقدار آن در بلند مدت مي‌باشد.

يوري (۱۹۹۴)، تابع تقاضاي برق بخش كشاورزي ايالت متحده آمريكا را براي دوره ۱۹۷۱ تا ۱۹۹۲مورد بررسي قرار داده است. در اين مطالعه تقاضاي برق بخش كشاورزي براي مصارف آبياري و ساير مصارف بصورت جداگانه در نظر گرفته شده است. نتايج مطالعه حاكي از پايين بودن كشش قيمتي كوتاه مدت در مقايسه با مقدار بلند مدت آن است. همچنين درجه حرارت هوا اثر مثبت بر مصرف برق براي آبياري و اثر منفي بر ميزان انرژي الكتريكي مورد استفاده براي ساير مصارف بخش كشاورزي دارد.

سيلك و جوتز (۱۹۹۷)، تقاضاي برق خانگي در ايالت متحده آمريكا را براي دوره ۱۹٤۹ تا ۱۹۹۳ با استفاده از روش همجمعي مورد تجزيه و تحليل قرار داده‌اند. نتايج مطالعه نشان داد كه، كشش هاي قيمتي، درآمدي و متقاطع در كوتاه مدت، به مراتب كمتر از بلند مدت مي باشند.

رايز و وايت (۲۰۰۱)، تابع تقاضاي برق ايالت كاليفرنياي آمريكا را مورد بررسي قرار داده‌اند. در اين مطالعه مصرف برق تابعي از يكسري متغيرهاي اقتصادي و غير اقتصادي از جمله قيمت نهايي برق، درآمد، درجه حرارت و تعداد افراد خانوار در نظر گرفته شد. براي اين منظور نيز ۱۳۰۷ خانوار انتخاب و به چهار گروه تقسيم شدند. نتايج مطالعه حاكي از آن است كه كشش قيمتي در گروههاي مختلف متفاوت و پايين مي‌باشد.

صفاري پور اصفهاني (۱۳۷٦)، به برآورد تابع تقاضاي كوتاه و بلند مدت برق در بخشهاي عمده مصرف كننده، طي دوره زماني ۷۲-۱۳٤٦ و پيش بيني مصرف آن تا سال ۱٤۰۰ پرداخته است. نتايج حاصل از اين مطالعه نشان داد كه كششهاي قيمتي و درآمدي برق در ايران در كوتاه مدت كوچكتر از بلند مدت مي‌باشد. همچنين در كوتاه و بلند مدت كشش درآمدي، بزرگتر از كشش قيمتي تقاضا مي‌باشد و اثر تغيير در درآمد سرانه برتقاضاي برق، بيش از اثر تغييرات قيمت مي‌باشد.

عباسي نژاد و صادقي (۱۳۷۸)، در مطالعه خود به بررسي پايداري تقاضاي انرژي با قيمتها و سطح فعاليتهاي اقتصادي در ايران پرداخته‌اند. در اين پژوهش پس از برآورد تابع تقاضاي حاملهاي مختلف انرژي از جمله برق، اين توابع الگو سازي شدند. نتايج مطالعه حاكي از آن است كه كششهاي قيمتي و درآمدي برق در ايران به مراتب كمتر از ساير حاملهاي انرژي مي‌باشند. همچنين كششهاي درآمدي و قيمتي در كوتاه مدت كمتر از واحد و در بلند مدت بزرگتر از واحد هستند.

اميني فرد (۱۳۸۰)، تابع تقاضاي برق خانگي را برآورد نموده است. نتايج مطالعه حاكي از پايين بودن كشش قيمتي تقاضا و درنتيجه عدم وجود جانشين مناسب براي انرژي الكتريكي مي‌باشد. همچنين برآورد كشش درآمدي الكتريسته نشان از آن دارد كه برق كالايي ضروري در سبد كالاهاي مصرفي خانوار است.

با توجه به مطالب فوق و اهميت انرژي الكتريكي به عنوان يك نهاده موثر در توليدات بخش كشاورزي، در اين مطالعه تابع تقاضاي برق در بخش كشاورزي استان فارس براي افق زماني ۸۱-۱۳۵۷ برآورد شد و عوامل موثر بر آن مورد تجزيه و تحليل قرار گرفت. به منظور تخمين مدلها و انجام آزمونهاي مربوطه از بسته‌هاي نرم‌افزاري Eviews3 و Microfit 4.1 استفاده شد.

تئوري و روش تحقيق:

بازار انواع حاملهاي انرژي در ايران داراي ويژگي خاصي مي‌باشند، چرا كه در كشور ما بخش عرضه انرژي در انحصار دولت است. لذا عرضه انرژي و قيمت آن به صورت برونزا عمل

مي‌كنند و مي‌توان تقاضاي انرژي را بدون نياز به در نظر گرفتن همزماني عرضه و تقاضا، بر اساس يك معادله برآورد نمود (عباسي‌نژاد و صادقي، ۱۳۷۸).

در رابطه با ساختار تابع تقاضاي برق متغيرهاي مختلفي توسط محققين در نظر گرفته شده است. با اين حال در اكثر مطالعات انجام شده متغيرهاي قيمت برق، درآمد و قيمت انرژي‌هاي جانشين برق متغيرهاي كليدي در نظر گرفته شده‌اند. لحاظ كردن اين متغيرها جهت بررسي كشش هاي قيمتي، درآمدي و متقاطع تقاضا، ضروري مي‌باشند. علاوه بر متغيرهاي اقتصادي فوق، متغير غير اقتصادي تعداد مشتركين برق و شاخصهاي آب و هوايي در تحقيقات صورت گرفته، لحاظ شده است. اما برخي از محققين با توجه به عدم جانشيني برق، با انرژي‌هاي ديگر، به دليل عواملي از قبيل كيفيت، دوام، ايمني و خصوصاً درسترسي متفاوت اين انرژي‌ها، از لحاظ كردن متغير كالاي جانشين اجتناب نموده‌اند (اميني‌فرد، ۱۳۸۰).

در اين مطالعه براي بررسي تاثير متغيرهاي مختلف بر مصرف برق در بخش كشاورزي استان فارس از معادله تقاضاي برق بصورت كاب- داگلاس استفاده شد. چرا كه در اين نوع تابع ضرايب معني كشش را خواهند داشت. معادله تقاضاي برق را مي‌توان بصورت رابطه (۱) بيان نمود:

$$\ln QE_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PE_t + \alpha_2 \ln INC_t + \alpha_3 \ln N_t + \alpha_4 \ln TEM_t + u_t \qquad (۱)$$

كه در آن، QE_t: مقدار برق مصرفي بخش كشاورزي در استان فارس (برحسب هزار كيلووات ساعت)، PE_t: شاخص قيمت خرده فروشي برق، INC_t: متوسط درآمد خانوارهاي روستايي استان فارس (بر حسب هزار ريال)، N_t: تعداد مشتركين بخش كشاورزي در استان فارس و TEM_t: ميانگين درجه حرارت (بر حسب سانتيگراد) در استان فارس مي‌باشد. α_1 و α_2 بترتيب بيانگر كشش قيمتي و كشش درآمدي تقاضاي برق بوده و انتظار بر آن است كه علامت كشش قيمتي تقاضاي برق منفي و علامت كشش درآمدي مثبت باشد. در اين مطالعه علاوه بر متغيرهاي اقتصادي از متغيرهاي ديگري از جمله تعداد مشتركين و ميانگين درجه حرارت نيز استفاده شد.

به منظور بررسي روابط كوتاه و بلندمدت بين متغيرها، مي‌توان از روشهاي همجمعي از جمله رهيافت ARDL استفاده نمود. يكي از مزاياي رهيافت ARDL كه موجب برتري آن نسبت به ساير روشهاي همجمعي شده است، عدم نياز به يكسان بودن درجه همجمعي متغيرها در اين روش مي‌باشد. همچنين در اين روش مي‌توان الگوهاي كوتاه و بلندمدت مدل را بطور همزمان تخمين زد (نوفرستي، ۱۳۷۹) و مشكلات مربوط به حذف متغيرها و خود همبستگي را رفع نمود. بنابراين تخمينهاي روش ARDL، نا اريب و كارا هستند، چرا كه آنها عموماً عاري از مشكلاتي چون خودهمبستگي و درونزايي مي‌باشند (سيديكي، ۲۰۰۰).

مدل ARDL تعميم يافته[1] را مي‌توان بصورت زير نشان داد (پسران و پسران، ۱۹۹۷ و پسران و شين، ۱۹۹۸):

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,qi)x_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۲)$$

كه در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغير وابسته و L عامل وقفه مي‌باشد كه به صورت رابطه (۳) تعريف مي‌شود:

۱- Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran and Shin (1998)).

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۳)$$

بنابراین:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha_1 L^1 - ... - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + ... + (\beta_{iqi} L_i^q)$$

بر این اساس، مدل پویای ARDL برای تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی به صورت رابطه (۴) می‌باشد:

$$\ln QE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \ln QE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i \ln PE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i \ln INC_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \mu_i \ln N_{t-i} + \sum_{i=1}^{w} \lambda_i \ln TEM_{t-i} \qquad (٤)$$
$$\varepsilon_0 \ln PE_t + \gamma_0 \ln INC_t + \mu_0 \ln N_t + \lambda_0 \ln TEM_t + u_{1t}$$

که در آن m، n، k، f و w به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $\ln QE_t$، $\ln PE_t$، $\ln INC_t$، $\ln N_t$ و $\ln TEM_t$ می‌باشد. در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق است:

$$QE_t = QE_{t-1} = ... = QE_{t-m}, \qquad PE_t = PE_{t-1} = ... = PE_{t-n}$$

$$INC_t = INC_{t-1} = ... = INC_{t-k}, N_t = N_{t-1} = ... = N_{t-f}, TEM_t = TEM_{t-1} = ... = TEM_{t-w}$$

لذا، رابطه بلندمدت تقاضای برق بخش کشاورزی را می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

$$\ln QE_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PE_t + \alpha_2 \ln INC_t + \alpha_3 \ln N_t + \alpha_4 \ln TEM_t + u_{2t} \qquad (۵)$$

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدلهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸). معادله تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به صورت رابطه (٦) نوشت:

$$\Delta \ln QE_t = \Delta\hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta \ln QE_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln PE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta \ln INC_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \hat{\mu}_i \Delta \ln N_{t-i} + \qquad (٦)$$
$$\sum_{i=1}^{w} \hat{\lambda}_i \Delta TEM_{t-w} + \theta ECT_{t-1} + u_{3t}$$

که جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) بصورت زیر می‌باشد:

$$ECT_t = \ln QE_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 \ln PE_t _ \hat{\gamma}_1 \ln INC_t - \hat{\mu}_1 \ln N_t - \hat{\lambda} \ln TEM_t \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، Δ عملگر اولین تفاضل بوده و $\hat{\beta}_i$، $\hat{\varepsilon}_i$، $\hat{\gamma}_i$، $\hat{\mu}_i$ و $\hat{\lambda}$ ضرایب برآورد شده از معادله (٤) می‌باشند. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند.

برای استفاده از رهیافت ARDL، می‌توان از روش دو مرحله‌ای استفاده نمود. در مرحله اول، وجود ارتباط دراز مدت بین متغیرهای تحت بررسی و به عبارت دیگر همجمعی بین متغیرها با استفاده از آماره F مورد بررسی قرار می‌گیرد. در صورتی که، وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شد، در مرحله دوم، تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب دراز مدت و

استنتاج در مورد ارزش آنها صورت مي‌گيرد. در نهايت نيز مي‌توان معادله كوتاه‌مدت را برآورد نمود (پسران و پسران، ۱۹۹٤).

پسران و پسران (۱۹۹٤) بر اين باورند كه به منظور آزمون همجمعي بايد ابتدا رابطه كوتاه مدت را بر اساس حداكثر تعداد وقفه، برآورد نمود. لذا در ابتدا بايد رابطه (۸) را برآورد نمود.

$$\Delta \ln QE_t = \Delta\alpha_0 + \sum_{i=1}^{v}\beta_i \Delta \ln QE_{t-i} + \sum_{i=1}^{v}\varepsilon_i \Delta \ln PE_{t-i} + \sum_{i=1}^{v}\gamma_i \Delta \ln INC_{t-i} + \sum_{i=1}^{v}\mu_i \Delta \ln N_{t-i} + \sum_{i=1}^{v}\lambda_i \Delta TEM_{t-w} + \delta_1 QE_t + \delta_2 PE_t + \delta_3 INC_t + \delta_4 N_t + \delta_5 TEM_t + u_{3t} \quad (۸)$$

كه در رابطه (۸)، v حداكثر تعداد وقفه مي‌باشد. پس از برآورد رابطه فوق، فرضيه صفر (عدم وجود رابطه بلند مدت) آزمون مي‌گردد:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

آماره F بكار رفته در اين آزمون داراي توزيع غير استاندارد مي‌باشد. لذا به منظور تصميمگيري در مورد رد يا عدم رد فرض صفر بايد از آماره ارايه شده توسط پسران و پسران (۱۹۹۴)، استفاده نمود. انتخاب مقدار اين آماره به درجه همجمعي متغيرها، تعداد متغيرهاي وابسته و مستقل و همچنين وجود و يا عدم وجود عرض از مبداء و روند، بستگي دارد. در صورت رد فرض صفر مي‌توان روابط بلند و كوتاه مدت را برآورد نمود.

برآورد مدل و نتايج تجربي:

بكارگيري روشهاي سنتي در اقتصاد سنجي، مبتني بر فرض پايايي متغيرها مي‌باشد. بنابراين ضروري است تا نسبت به پايايي يا ناپايايي متغيرها، اطمينان حاصل گردد. براي اين منظور از دو آزمون ريشه واحد ديكي فولر و ديكي فولر تعميم يافته در قالب روش گام به گام استفاده شد (صديقي و همكاران، ۲۰۰۰)، كه نتايج آن در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳): نتايج آزمون پايايي متغيرها

	نام متغير	تعداد وقفه بهينه	درجه پايايي
lnQE	لگاريتم مقدار برق مصرفي بخش كشاورزي در استان فارس	۰	I(1)
lnPE	لگاريتم شاخص قيمت خرده فروشي برق	۲	I(1)
lnINC	لگاريتم درآمد خانوارهاي روستايي استان فارس	۰	I(1)
lnN	لگاريتم تعداد مشتركين بخش كشاورزي در استان فارس	۰	I(1)
lnTEM	لگاريتم ميانگين درجه حرارت در استان فارس	۰	I(0)

مأخذ: يافته‌هاي تحقيق

پس از بررسي پايايي متغيرها، آزمون شكست ساختاري در مورد متغيرهاي ناپايا مورد بررسي قرار گرفت كه نتايج آن حاكي از عدم وجود شكست در متغيرهاي فوق مي‌باشد.

به منظور بررسي وجود رابطه بلند مدت، رابطه (۸) برآورد شد. براي اين منظور با توجه به تعداد كم داده‌ها حداكثر تعداد وقفه دو ($v = 2$) در نظر گرفته شد. در نهايت فرضيه صفر عدم وجود رابطه بلند مدت با استفاده از آزمون F مورد بررسي قرار گرفت. با توجه به اينكه مقدار F

محاسباتي (۶/۶۹۰) بيشتر از مقادير F پيشنهادي پسران و پسران (۳/۶۴۶-۲/۴۷۶) مي‌باشد، لذا يك رابطه بلند مدت بين متغيرهاي مدل وجود دارد كه نتايج آن در جدول (۴) آورده شده است.

جدول(٤): نتايج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت تقاضاي برق ARDL (2,0,0,0)

	نام متغير	ضريب	انحراف معيار
C	عرض از مبدأ	-۸/۲۱٦	۲/۹٥٦**
lnPE	لگاريتم شاخص قيمت خرده فروشي برق	-۰/۲۸٦	۰/۱۳۱**
lnINC	لگاريتم درآمد خانوارهاي روستايي استان فارس	۰/٥۰۲	۰/۱۳٦**
lnN	لگاريتم تعداد مشتركين بخش كشاورزي در استان فارس	۱/۰۳۸	۰/۱٤۰***
lnTEM	لگاريتم ميانگين درجه حرارت در استان فارس	۲/۰۸۲	۱/۰٥۱*

* و ** و*** به ترتيب نمايانگر معني دار بودن در سطح ۱۰، ٥ و ۱ درصد است

همانطور كه از ضرايب جدول (٤) مشخص است، كشش قيمتي تقاضا بسيار كوچك و معني دار مي‌باشد. بعبارت بهتر در بلند مدت اعمال سياستهاي قيمتي تاثيري كمي بر مصرف و تقاضاي برق خواهد داشت و از طرف ديگر بيانگر عدم وجود جانشين مناسب براي برق در بخش كشاورزي است. كشش درآمدي در بلند مدت معني دار و برابر با ۰/٥۰۲ مي‌باشد و نشان مي دهد كه يك درصد افزايش در درآمد خانوارهاي روستايي استان فارس، مصرف برق را حدوداً ٥۰/. درصد افزايش مي‌دهد. ضريب تعداد مشتركين نيز معني‌دار و برابر ۱/۰۳۸ مي‌باشد. اين ضريب بيانگر آن است كه با فرض ثابت بودن ساير عوامل موثر بر مصرف برق، افزايش يك درصدي در تعداد مشتركين بخش كشاورزي، باعث افزايش در مصرف، به اندازه ۱/۰۳۸ درصد مي‌گردد. ضريب متغير در جه حرارت هوا نيز معني دار و حدوداً برابر با ۲ مي‌باشد. لذا با افزايش درجه حرارت هوا در اين استان ميزان مصرف برق نيز افزايش مي‌يابد. عرض از مبداء معادله بلند مدت تقاضاي برق نيز معني دار مي باشد.

وجود همگرايي بين مجموعه اي از متغيرهاي اقتصادي مبناي استفاده از مدلهاي تصحيح خطا را فراهم مي‌كند. الگوي تصحيح خطا در واقع نوسانهاي كوتاه مدت متغيرها را به مقادير درازمدت آنها ارتباط مي‌دهد.در نرم افزار Microfit اين امكان وجود دارد كه وقتي الگوي تعادلي بلند مدت مرتبط با الگوي ARDL استخراج شد، الگوي تصحيح خطاي مرتبط با آن نيز ارايه گردد (نوفرستي، ۱۳۷۸). به منظور بررسي روابط كوتاه مدت بين مصرف برق و ساير متغيرهاي مورد مطالعه از مدل تصحيح خطا استفاده شد. معادله برآورد شده در جدول (٥) آورده شده است.

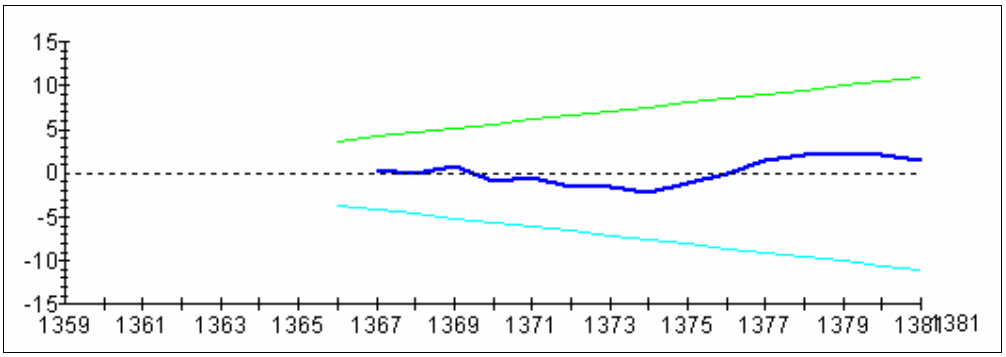
جدول(٤): نتايج حاصل از برآورد مدل تصحيح خطا

	نام متغير	ضريب	انحراف معيار
dC	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	-٦/۰۹۱	۲/٤۲۲**
dlnQE(-1)	تفاضل مرتبه اول لگاريتم مقدار برق مصرفي	۰/۳۱٦	۰/۱٤٥**
dlnPE	تفاضل مرتبه اول لگاريتم شاخص قيمت خرده فروشي برق	-۰/۲۱۲	۰/۱۱۷*
dlnINC	تفاضل مرتبه اول لگاريتم درآمد خانوارهاي روستايي استان فارس	۰/۳۷۲	۰/۱۳۹**
dlnN	تفاضل مرتبه اول لگاريتم تعداد مشتركين	۰/۷۶۹	۰/۱۳۹**
dlnTEM	تفاضل مرتبه اول لگاريتم درجه حرارت در استان فارس	۱/٥۴۴	۰/۷٦۰*
Ect(-1)	جزء تصحيح خطا	-۰/۷۴۱	۰/۱۷۰***
R^2 =۰/٦۱			F= ٤/۱۲ (۰/۰۱۱)

* و ** و*** به ترتيب نمايانگر معني دار بودن در سطح ۱۰، ٥ و ۱ درصد است

در الگوي كوتاه مدت، ضريب جمله تصحيح خطا (ECM(-1 ، معنيدار و علامت آن مورد انتظار (منفي) است. مقدار اين ضريب برابر با ۰/۷٤- بوده و بدين معني است كه حدود ۷٤ درصد انحرافات (عدم تعادل) مصرف برق از مقادير دراز مدت خود، پس از گذشت يك دوره از بين مي‌رود. بعبارت بهتر، با توجه به ضريب برآورد شده، در صورت وارد آمدن هرگونه شك بر اين الگو ۷٤ درصد از نوسانهاي موجود در دوره قبل، در هر سال تعديل خواهد شد و ۲٦ درصد ديگر طي سالهاي بعد تعديل مي‌گردد. لذا مي توان گفت كه تعديل به سمت تعادل با سرعت بالايي صورت مي‌گيرد. در نهايت، پايداري ضرايب برآورد شده مدل نيز توسط آزمون CUSUM[1] مورد بررسي قرار گرفت. نتايج اين آزمون كه در نمودار زير آورده شده است، نشان داد كه ضرايب مدل برآورد شده طي دوره مورد بررسي پايدارند.

نمودار (۱): آزمون پايداري ضرايب (cusum)



خطوط راست بيانگر معني دار بودن در سطح ۵ درصد مي‌باشد.

پيشنهادات:

با توجه به بهره‌وري پايين و عدم كارايي نهادهاي دولتي و انحصار دولت در بخش انرژي، پيشنهاد مي‌شود كه توليد و عرضه انرژي بويژه در بخش برق، در اختيار بخش خصوصي قرار گيرد.

مقدار مصرف برق نسبت به تغييرات قيمت چه در كوتاه و بلند مدت، حساسيت كمتري در مقايسه با ساير عوامل موثر لحاظ شده در مدل دارد. پايين بودن كشش قيمتي تقاضا نشان دهنده تاثير جزئي تغييرات قيمت بر روي تقاضاي برق در دوره مورد بررسي مي‌باشد و از طرف ديگر بيانگر عدم وجود جانشين مناسب براي برق در بخش كشاورزي است.

همچنين، با توجه به اينكه كشش درآمدي برق در كوتاه مدت و بلند مدت كمتر از واحد است، انرژي برق در سبد مصرف كنندگان يك كالاي ضروري مي‌باشد. بنابراين تقاضا نسبت به تغيرات درآمد از خود واكنش زيادي نشان نمي‌دهد.

۱-Cumulative Sum of Recursive Residuals

کشش تعداد مشترکین در بلند مدت به مراتب بیشتر از کوتاه مدت است. بنابراین وزارت نیرو مي‌تواند از طریق محدودیت در واگذاري تعداد و نوع کنتور برق، از نظر ولتاژ، جهت تعدیل و کنترل مصرف برق اقدام کند.

یکي از عوامل موثر در مصرف برق در بخش کشاورزي درجه حرارت هوا مي‌باشد. با توجه به اینکه بیش از ۹۰ درصد برق مصرفي در این بخش در زیر بخش زراعت و در الکترو پمپهاي مورد استفاده جهت پمپماژ آب چاههاي کشاورزي، به مصرف مي‌رسد، لذا ضریب درجه حرارت هوا مثبت مي‌باشد. در نتیجه افزایش درجه حرارت هوا باعث افزایش مصرف برق در بخش کشاورزي این استان مي‌گردد. بر این اساس پیشنهاد مي‌شود شرایط اقلیمي مناطق مختلف این استان نیز در تعیین قیمت انرژي الکتریکي بخش کشاورزي مد نظر قرار گیرد.

در نهایت به وزارت نیرو پیشنهاد مي‌شود با پرداخت یارانه به تولید کنندگان موتور پمپ و سایر تجهیزات برقي مورد استفاده در بخش کشاورزي، کارایي وسایل برقي را افزایش و اتلاف انرژي در این بخش را کاهش دهند.

منابع و ماخذ:

۱- امیني فرد، عباس (۱۳۸۰)، برآورد تابع تقاضاي برق خانگي، پایان نامه دوره کارشناسي ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز.

۲- ترازنامه انرژي، وزارت نیرو، سال هاي مختلف.

۳- صفاري‌پوراصفهاني، مسعود (۱۳۷۷)، بررسي و پیش بیني تقاضاي برق در ایران، مجله برنامه و بودجه، سال دوم، شماره ۱۳و ۱٤، ص ۹۲-۷۵.

٤- فصیحي هرندي، فریبا و مهدي صادقي (۱۳۸۳)، بررسي عملکرد ابزارهاي مدیریت مصرف انرژي الکتریکي در ایران، نشریه انرژي ایران، شماره ۱۹، ص ٥٤-۳۱.

٥- عباسي‌نژاد، حسین و حسین صادقي (۱۳۷۸)، پایداري رابطه تقاضاي انرژي با قیمت‌هاي انرژي و سطح فعالیتهاي اقتصادي در اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادي، شماره ٤٥، ص ۳۲-٥۱.

٦- عباسي‌نژاد، حسین و داریوش وافي (۱۳۷٦)، تخمین اثر نهاده انرژي در بخشهاي مختلف اقتصادي، مجله تحقیقات اقتصادي، شماره ٥۰، ص ۱۲٤-۱۰٥.

۷- عسکري، علي (۱۳۸۲)، تخمین تقاضاي برق خانگي، مجله برنامه و بودجه، شماره ٦۲ و ٦۳، ص۱۱۹-۱۰۳.

۸- عطار، خلیل (۱۳۸۰)، برآورد تابع تقاضاي انرژي، پایان نامه دوره کارشناسي ارشد، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز.

۹- نوفرستي، محمد (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعي در اقتصاد سنجي، موسسه خدمات فرهنگي رسا، چاپ اول، تهران.

۱۰- توسلي، محمود و محمد مزرعتي (۱۳۸۰)، پیش بیني و تحلیل سیاست تقاضاي حامل‌هاي انرژي در ایران، مجله برنامه و بودجه، شماره ٤۳ و ٤٤، ص ۷٥-۲۹.

۱۱- واریان، هال (۱۳۸۰)، رویکردي جدید به اقتصاد خرد میانه، ترجمه سید جواد پور مقیم، نشر ني.

۱۲- هژبرکیاني، کامبیز و بهراد رنجبري (۱۳۸۰)، بررسي رابطه دراز مدت بین نهادههاي انرژي، کار و سرمایه در بخش کشاورزي، فصلنامه اقتصاد کشاورزي و توسعه، شماره ۳۵. ص ۳۹ تا ٦٤.

۱۳- هژبرکیاني، کامبیز و سیده شایسته واردي (۱۳۷۹)، بررسي ضریب اهمیت انرژي در تولید بخش کشاورزي ایران، فصلنامه اقتصاد کشاورزي و توسعه، سال هشتم، شماره ۳۰، ص ۷ تا ٤۱.

14- Houthakker, H. S., Verlenger, P. K. and D. P. Sheehan (1974), Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity, *American Journal of Agricultural Economics*, 56, PP: 412-418.

15- Bentzen, J. and T. Engsted (1993), Short- and Long- Run Elasticities Energy Demand, *Energe Economics*, 15, PP: 9-16.

16- Birthal, P. S., L. M. Pandy and S. Pal (1998), Energy Demand for Crop Production in Rainfed Areas, *Indian Journal of Agricultural Economics*, 53, PP: 256-265.

17- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *econometrica*, 52, PP: 251-76.

18- Pesaran, H.M. and B. pesaran (1997), Working With Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, Oxford University Press, Oxford.

19- Pesaran, H.M. and Y. shin (1998), An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis, In (Ed) S. Storm. The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, Chapter II. Cambridge University Press, Cambridge.

20- Seddighi, H. R, Law ler, K. A. and A. V. Katos (2000), Econometrics: A Practical Approach, Sunderland Business school, UK.

21- Siddiki, J. U. (2000), Demand for Money in Bangladesh: A Cointegration Analysis, *Applied Economics*, 32, PP: 1977-1984.

22- Silk, J and F. Jout (1997), Short and Long- Run Elasticites in US Residential Electricity Demand: A Cointergalion Approch, *Energy Economics*, 19, PP: 493-513.

23- Uri, N. D. (1994), The Impact of Measurement Eror in the Data on Estimates of the Agricultural Demand for Electricity in the USA, *Energy Economics*, 16, PP: 121-131.