تخمین تقاضای برق دربخش های صنعت، کشاورزی و خدمات و برآورد کشش های قیمتی و درآمدی آن

نویسنده : دکتر علی عسکری*

چکیده

حامل های انرژی از جمله برق، نقش اساسی در توسعه جوامع بشری ایفا می کند و به مرور زمان، اهمیت آنها در حیات اقتصادی و اجتماعی بشر گسترش می یابد. از این رو، شناخت تقاضای برق و عوامل مؤثر برآن درکنار دیگر سیاست های حاکم برتقاضای انرژی، می تواند نقش مؤثری در فرآیند تصمیم گیری های اقتصادی داشته باشد.

در این مطالعه، ضمن تفکیک تقاضای برق به بخش های مختلف مصرفی، با بهره گیری از متغیر های اقتصادی براساس مبانی نظری اقتصاد خرد، به تخمین تقاضای برق و تبیین کشش های قیمتی و درآمدی کوتاه مدت و بلند مدت، درهریک از این بخش ها می پردازیم.

* مدیرکل دفتر بررسی های اقتصادی وزارت نیرو

برای این منظور، از داده های سری های زمانی استفاده، و تکنیک تخمین به روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) و مدل تصحیح خطا[2] (ECM) انجام شده است. همچنین بررسی های لازم در هریک از سری های زمانی براساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) ، آزمون پرون و آزمون های یکپارچگی به روش انگل-گرنجر و انگل- یو، نشان دادکه همگرایی بلند مدت (یکپارچگی) بین متغیرهای مدل تقاضا وجود دارد.

به علاوه، نتایج حاصل از تخمین تقاضای برق با استفاده از روش OLS و مدل ECM نشان می دهد که در بخش صنعت کشش های قیمتی و درآمدی در کوتاه مدت پایین و کمتر از واحد، و در بلندمدت بزرگتر از واحد هستند. در بخش کشاورزی، کشش قیمتی درکوتاه مدت و بلند مدت کمتر از واحد، درحالی که کشش درآمدی در کوتاه مدت و بلند مدت در این بخش، بزرگتر از واحد است. در بخش خدمات نیز کشش های قیمتی و درآمدی در کوتاه مدت کمتر از واحد، و در بلند مدت، کشش های قیمتی و درآمدی در مدل ECM بیش از واحد است. همچنین، با توجه به متغیرفرض شدن کشش قیمتی تقاضا در این سه بخش و براساس یافته های تخمین در هر بخش، این کشش درطول زمان با نوسان های نسبتاً زیادی مواجه بوده، به طوری که مقدار این کشش در همه بخش ها در پایان دوره مورد بررسی نسبت به ابتدای دوره، کاهش یافته است.

مقدمه

در حوزه مسائل اقتصادی، روش های مورد مطالعه بسیار متنوع است. بدین منظور، از روش های آماری و اقتصاد سنجی مختلفی برای بررسی استفاده شده است. این روش ها نیز به هدف و فرضیه تحقیق مربوط می شوند. در این مقاله، به بررسی و شناخت عوامل موثر بر تقاضای برق در بخش های تولیدی، از جمله بخش های صنعتی و کشاورزی و همچنین بخش خدمات می پردازیم. الگوی تقاضای برق را بر اساس مبانی نظری اقتصاد خرد برای تجزیه و تحلیل کشش های قیمتی و درآمدی درکوتاه مدت و بلندمدت، و با بهره مندی از داده های

1. Ordinary Least Squares
2. Error Correction Model

سری زمانی سال های ۱۳۵۳ – ۱۳۷۸ ارزیابی کرده ایم.. تکنیک تخمین با استفاده از مدل های OLS و ECM به صورت تک معادله ای انجام شده است. این مقاله در چند قسمت تهیه شده است. در قسمت اول، مروری بر مطالعات موجود مربوط به این موضوع، در قسمت دوم، مبانی نظری و ارائه الگوی تقاضای برق در این بخش ها و در قسمت سوم، بررسی آزمون ریشه واحد برای سری های زمانی انجام می شود. در قسمت چهارم، ارائه نتایج تخمین تجربی مدل ها، در قسمت پنجم، برآورد کشش های قیمتی و درآمدی درکوتاه مدت و بلندمدت، و در قسمت پایانی نیز نتیجه گیری از بحث مطرح خواهد شد.

۱. مروری بر مطالعات موجود در این زمینه

برای تخمین تقاضای برق در بخش های صنعتی، کشاورزی و خدمات در دهه های اخیر، مطالعات گسترده ای در کشورهای مختلف صورت گرفته است. دامنه این مطالعات بخش های مختلف مصرفی را در بر می گیرد. از جمله، برخی از مطالعات صرفا" توجه خود را به تقاضای برق در بخش خانگی معطوف داشته، و برخی دیگر به بررسی تقاضای برق در بخش صنعت محدود شده است. تعدادی نیز علاوه بر بخش های خانگی و صنعت، سایر بخش های مصرفی از جمله بخش های کشاورزی و خدمات نیز مورد مطالعه قرارگرفته اند. باکستر و ریز (۱۹۶۸) به مطالعه تقاضای برق در بخش صنعت می پردازند. در این مطالعه از یک روش دو مرحله ای استفاده می شود که در مرحله اول تولید صنعتی از طریق یک تابع تولید مرسوم که تابعی از نهاده های کار، سرمایه و انرژی است و در مرحله دوم همه نهاده های انرژی درباره انواع حامل های انرژی و قیمت آنها، استفاده شده است. مانت چپ من و تای ریل (۱۹۷۳) به تحلیل تقاضای برق در کوتاه مدت و بلند مدت برای سه گروه مصرف کنندگان خانگی، صنعتی و تجاری آمریکا پرداخته اند. بن آریما (۱۹۹۲) به بررسی مصرف برق در بخش های خانگی، صنعتی و تجاری کشور نیجریه می پردازد و برای این منظور از داده های تلفیقی[1] استفاده می نماید. نگی التونی و محمد حاجی (۱۹۹۸) نیز به تحلیل تقاضای برق در بخش های خانگی،

1. Pooling Data

صنعتی و تجاری در کشور کویت، بـا بهـره گیـری از مـدل تصـحیح خطـا و روش یکپـارچگی[1] پرداخته اند. همچنین در مطالعات تقاضای برق می توان به کارهـای سـیلک و جـوتز (۱۹۹۷) و انگستد و بنتزن (۱۹۹۷) اشاره کرد که با به کارگیری روش های یکپارچگی و مدل تصحیح خطا به بررسی اثرهای کوتاه مدت و بلند مدت متغیرهای اقتصادی بر مصرف انرژی و پیش بینـی آن پرداخته اند.

در زمینه مطالعات موجود برای تقاضای انرژی و از جمله برق در ایران، می توان به " گزارش مقدماتی ایجاد مدل انرژی در ایران " اشاره کرد که سازمان برنامه و بودجه در سـال ۱۳۵۷ در آن تقاضای حامل های انرژی از جمله نفت، گاز و برق را بررسـی کـرده اسـت. همچنـین سـازمان برنامه و بودجـه در سـال ۱۳۶۷ مطالعـه ای تحـت عنـوان " تـدوین مـدل اقتصـادی سـنجی و پیش بینی عرضه و تقاضای انرژی کشور"، را درباره فرآورده های نفتی، گاز طبیعی و بـرق انجـام داده است. موسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه نیـز درسـال ۱۳۷۱ مطالعـه ای تحـت عنوان "برآورد تقاضای انرژی کشور"، انجام داده اسـت. در ایـن مطالعـه، مـدل هـای تقاضـای فرآورده های نفتی، برق و گاز طبیعی برای بخش های مختلف و کل اقتصاد برآورد شـده اسـت. همچنین مهرداد زمانی (۱۳۷۷) به بررسی و تخمـین تقاضـای بـرق در بخـش هـای خـانگی و صنعتی استان لرستان پرداخته، و مهدی صادقی (۱۳۷۸) نیز پایداری تقاضا برای انرژی در ایـران را بررسی کرده، که هدف از آن بررسی و ارزیابی پایداری بین تقاضای انرژی و عوامل موثر بر آن بوده است.

۲. مبانی نظری و الگوی تقاضای برق در بخش هـای تولیـدی و خـدمات (صنعت ـ کشاورزی و خدمات)

تقاضای انواع انرژی برای بخش های تولیدی به منزله یک نهاده تولید، براساس نظریـه اقتصـاد خرد از تابع تولید مشتق می شود. برای مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین را به صورت زیر تعریف می کنیم:

1. Cointegration Model

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, ..., E_n, S)$$

که در آنK , L وM به ترتیب معرف نهاده های سرمایه،کار و عوامل غیرانرژی اسـت و E_i نیـز i امین نوع انرژی از جمله برق است و S نیز مجموعه ای از عوامل دیگر مثل تغییرات تکنولـوژی است. یک بنگاه اقتصادی حداکثرکننده سود، ترکیـب نهـاده هـای لازم را بـه گونـه ای انتخـاب می کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول مصـرف نمایـد. با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه و با فرض مقدار مشخص تولید (Q) و قیمت عوامـل تولیـد داده شده، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست خواهد آمد. فرض می کنیم تقاضای برق بـه عنـوان یک نهاده تولید، به صورت زیر به دست می آید :

$$X_{ei} = X_{ei}(P_k, P_L, P_m, P_i, Q, S)$$

بنابراین، تابع تقاضای برق در این بخش ها، در زمان t تابعی است از قیمت خودش و دیگـر انرژی های جایگزین(P_i)، قیمت نهاده های غیرانرژی (P_k,P_L,P_m)، تولید یا ارزش افـزوده هـر بخش(Q) است. در این مورد ممکن است از عوامل دیگری مثلS نیز استفاده شود.

حال تصور می کنیم که یک بنگاه اقتصادی، برق و دیگر عوامل تولید را مصـرف مـی کنـد. فرض می کنیم تابع تولید یک بنگاه به صورت زیر قابل تعریف می باشد :

$$Q = Q(J, N)$$

که درآن N بیان کننده مقدار انرژی مصرفی که شامل انرژی برق (E) و انرژی هـای جـایگزین دیگر (S) است و J سایر عوامل تولید است. همچنین فرض می کنیم تابع هزینه بنگاه به صـورت زیر است.

$$C = P_j J + P_s S + P_e E$$

مسئله بهینه سازی تولید کننده، مستلزم حداقل کردن تابع هزینه درسطح معینـی از تولیـد اسـت. بنابراین، با استفاده از تابع لاگرانژ خواهیم داشت :

$$MinL = P_j J + P_s S + P_e E + \mu(\overline{Q} - Q(J, N(E, S))$$

که در این جا P_e قیمت خدمات انرژی برق، P_S قیمت خدمات انرژی های جایگزینی و P_j قیمت سایر نهاده های تولید و μ ضریب تابع لاگرانژ است.

براساس شرط مرتبه اول و مشتق گیری از تابع مورد نظر خواهیم داشت :

$$(\partial Q/\partial J)/P_j = [(\partial Q/\partial N).(\partial N/\partial S)]/P_s$$

$$(\partial N/\partial S)/(\partial N/\partial E) = P_s/P_e$$

حال فرض می کنیم شکل تابع تولید به صورت کاب داگلاس همانند زیر درنظرگرفته شود :

$$Q = J^{f_1} N^{f_2}$$

به طوری که :

$$N = \exp S^{g_1} E^{g_2}$$

در این جا f_1, f_2, g_1, g_2 پارامترها هستند.

حال تابع لاگرانژ را به صورت زیر، برای حداقل سازی هزینه بنگاه مجدداً باز نویسی می کنیم:

$$MinL = P_j J + P_s S + P_e E + \mu(\overline{Q} - Q(J, N(E,S))$$

$$= P_j J + P_s S + P_e E + \mu(\overline{Q} - J^{f_1} \exp^{f_2 S^{g_1} E^{g_2}})$$

با مشتق گیری از رابطه (۱۱) برحسب مقادیر E,S,J و پارامتر μ و با به دست آوردن مقادیر E و S و J و برقراری شرایط بهینه سازی، در نهایت، تابع تقاضا برای انرژی برق به صورت زیر به دست خواهد آمد :

$$E = KP_s^{\gamma_1} P_e^{\gamma_2} P_j J^{\gamma_3}$$

اگر در رابطه فوق $P_i J = V_i$ باشد که V_i بیان کننده ارزش افزوده بخش مربوط است، آن گاه تابع تقاضای خدمات برق برای هر بخش، به صورت رابطه زیر حاصل خواهد شد:

$$E = KP_s^{\gamma_1} P_e^{\gamma_2} P_j J^{\gamma_3}$$

در این رابطه ، مقدار ثابت K برابر است با:

$$K = \left(\frac{f_1 + f_2}{f_1} \right) \left(\frac{f_1 g_2^{g_1 - 1}}{f_2 g_1} \right)^{\frac{1}{g_1 + g_2 - 1}}$$

در این جا برای برآورد تابع (۱۳) لازم است که فرض شود خدمات برق به مقدار برق مصرفی (برحسب کیلووات ساعت) و مقدار عرضه آن بستگی دارد. ارتباط عرضه برق در هر بخش با مصرف برق در آن بخش (به عنوان یک نهاده تولید)، از طریق ارزش خدماتی که به وجود می آورد، مد نظر خواهد بود. هرکیلووات ساعت عرضه برق در هر بخش به اندازه P_e ارزش دارد، در صورتی که همان مقدار برق به اندازه P_x قیمت بازاری دارد. اگر مقدار ارزش خدمات برق را در قیمت خدمات ناشی از آن ضرب کنیم، یعنی P_eE، در این صورت کل ارزش خدمات آن به دست خواهد آمد که در شرایط بهینه باید با مقدار مصرف برق، ضربدر قیمت واقعی آن($P_e X_{ei}$) برابر باشد، بنابراین، فرض می کنیم که :

$$P_e E = P_x X_{ei}$$

همچنین فرض می کنیم که ارزش خدمات ناشی از مصرف برق(E) تابعی از میزان مصرف برق و کیفیت عرضه آن باشد :

$$E = f(R).X_{ei}$$

در این صورت می توان در نظر گرفت که مصرف برق نیز تابعی از ارزش خدمات ناشی از آن و کیفیت عرضه برق باشد :

$$X_{ei} = X_{ei}(E,R)$$

در نتیجه می توان روابط بالا را به صورت زیر نوشت :

$$P_e E = P_x X_{ei} = P_x X_{ei}(E,R)$$

که در این جا اندیس e_i به مفهوم مصرف برق در هر بخش است.

بنابراین، ارزش خدمات ناشی از برق، تابعی از میزان مصرف برق و کیفیت عرضه آن است. ولی می دانیم که کیفیت عرضه برق با مصرف آن تفاوت هایی دارند. زیرا مصرف برق برحسب کیلووات ساعت است ولی کیفیت عرضه برق، بستگی به روش توزیع و تبدیل، یا به عبارت دیگر، به تکنولوژی تولید برق بستگی دارد. همان طور که قبلا گفته شد، ساده ترین راه برای نشان دادن رابطه بین خدمات انرژی برق و کیفیت عرضه آن و مقدار مصرف برق به صورت رابطه (۱۵) قابل تعریف می باشد، که درواقع $f(R) = E/X_{ei}$ است.

با بهره گیری از روابط (۱۵) و (۱۷) ، در می یابیم که ارزش خدمات برق نیز بستگی به کیفیت عرضه آن دارد، بنابراین داریم :

$$P_e E = P_x X_{ei} = P_x \left[\frac{E}{f(R)} \right]$$

که در آن $X_{ei} = E/f(R)$ می باشد، از رابطه اخیر می توان مقدار P_e را به صورت زیر به دست آورد.

$$P_e = \frac{P_x}{f(R)}$$

با توجه به روابط (۱۳) و (۱۵) و برابر قراردادن مقدار E در روابط مذکور و جایگزینی مقدار P_e از رابطه (۱۹) در آن و حل آن براساس X_{ei} خواهیم داشت :

$$X_{ei} = h(R) P_s^{\gamma_1} P_x^{\gamma_2} V_i^{\gamma_3}$$

که دراین رابطه $h(R) = k(f(R))^{-1-\gamma_2}$ است.

در این جا رابطه (۲۰) در مقایسه با رابطه (۱۳) بر حسب متغیرهای واقعی X_{ei} و P_x به جای ارزش خدماتی متغیرهای E و P_e است. به تبعیت از مطالعاتی که در زمینه تقاضای برق به عمل آمده، و با توجه به این که در رابطه (۲۰) مقدار $0 > \gamma_2 > -1$-است، برای به دست آوردن سطح

زیرمنحنی تقاضا و بالای قیمت P_x ، فرض بر این است کـه کشـش قیمـت خـودی تقاضـا (γ_2) متغیر است، پس دلیلی ندارد که فرض کنیم γ_2 در اطراف دامنه تغییرات قیمت ثابت باشـد. یـک فرض ساده این است که مقدار γ_2را تابعی از P_x به صورت رابطه زیر در نظر بگیریم:

$$\gamma_2 = m_0 + m_1 Ln\, P_x$$

بدین روی، وقتی قیمت برق افزایش یابد، γ_2 نیز تغییر خواهد کرد. بنا به فرض که$m_1 < 0$ و $m_0 < 0$ است، بنابراین γ_2 جدید را در رابطه (۲۰) قرار می دهیم که در نتیجه، داریم :

$$X_{ei} = h(R) P_s^{\gamma_1} P_x^{m_0 + m_1 LnP_x} V_i^{\gamma_3}$$

تابع (۲۱) را تابع تقاضای مطلوب برق می نامیم، بنابراین، با لگـاریتم گیـری از دو طـرف آن خواهیم داشت :

$$LnX_{ei}^{*} = H(R) + \gamma_1 LnP_s + m_0 LnP_x + m_1 (LnP_x)^2 + \gamma_3 LnV_i$$

که در آن $H(R) = Ln(h(R))$ است.

برای بسط مدل و به تبعیت از مطالعات موجود در مورد تقاضای برق، از یک الگـوی تعـدیل جزئی استفاده خواهد شد. چون در بلند مدت، مصرف واقعی و مطلوب برق با هـم تفـاوت دارنـد، برای بررسی ازمدل تعدیل جزئی استفاده می شود که به صورت لگاریتمی تبدیل شـده اسـت. در این الگو، همان طور که گفته شد، تعادل بلند مدت براساس برابری مقادیر واقعی(X_{ei}) و مطلوب مصرف برق (X^{*}_{ei}) حاصل می شود، در نتیجه خواهیم داشت :

$$LnX_{ei,t} - LnX_{ei,t-1} = \lambda (LnX^{*}_{ei,t} - LnX_{ei,t-1})$$

در این رابطه λ بیانگرسرعت تعدیل است. با جایگزینی رابطه (۲۲) در رابطه (۲۳) و حـل آن براساس $Ln\, X_{ei,t}$ خواهیم داشت :

$$LnX_{ei,t} = \beta_0 H(R) + \beta_1 LnP_s + \beta_2 LnP_x + \beta_3 (LnP_x)^2 + \beta_4 LnV_i + \beta_5 LnX_{ei,t-1}$$

که دراین رابطه، مقادیر پارامترها برابر است با:

$\beta_0=\lambda$ و $\beta_1=\lambda\gamma_1$ و $\beta_2=\lambda m_0$ ، $\beta_3=\lambda m_1$، $\beta_4=\lambda\gamma_3$، $\beta_5=(1-\lambda)$ و نیز $H(R)=Lnh(R)$ می باشد.

در این رابطه X_{ei} تقاضای واقعی برق در هر بخش، P_s قیمت واقعی سوخت های جایگزین، P_x قیمت واقعی برق، V_i ارزش افزوده هر بخش، $X_{ei,t-1}$ مصرف برق در هر بخش در دوره قبل و R نیز کیفیت عرضه برق هستند.

نکته قابل ذکر در تابع تقاضای برق، حضور متغیر سمت عرضه برق به عنوان کیفیت عرضه برق است. مشکل موجود این است که اولاً، شکل تابعی این متغیر ناشناخته است. ثانیاً، ماهیت عرضه برق برای مصارف مختلف نیزمتفاوت است. این یک مشکل جدی در کمی کردن چنین مفهومی است.

راه حل پیشنهادی برای آسانتر کردن این مشکل، این است که با استفاده از متغیرهای جانشین آن را کمی کنیم. یکی از این متغیرها، مقایسه میزان خاموشی برق درشبکه، با مقدار برقی است که درصورت خاموش نشدن، عرضه خواهد شد. متغیردیگر، تغییرات میزان ولتاژ برق در شبکه است که با مقدار ولتاژ نرمال مقایسه می گردد. چون دسترسی به اطلاعات مربوط به میزان ولتاژ و تغییرات آن درشبکه از نظر آماری مشکل است و اصولا بخش عمده ای از خاموشی شبکه برق نیز ناشی از کاهش ولتاژ و فرکانس است، از عامل خاموشی به منزله یک متغیر کیفی، برای این منظور استفاده خواهد شد. در واقع، می توان کیفیت عرضه برق را با وارد کردن میزان خاموشی یا نسبت خاموشی به عرضه برق مورد نیاز، در نظر گرفت. همچنین می توان با تعریف متغیرهای مجازی که براساس میزان نرخ خاموشی معین می گردد، در تابع تقاضا برای این منظور استفاده کرد.

۳. آزمون ریشه واحد [1]

سری های زمانی در اقتصاد، بیشتر نامانا هستند. امروزه بحث نامانایی سری های زمانی، ویژگی ای پذیرفته شده برای متغیرهای اقتصادی است. ازاین رو، به کارگیری روش های متداول اقتصاد سنجی مثل روش OLS برای سری های نامانا، در موارد بسیاری به تفسیر نادرست نتایج

1. Unit Root Test

منجرمی شود. اهمیت مانایی سری های زمانی در مطالعات رگرسیونی به این دلیل است که در بسیاری از مواقع، برآوردکننده هایی که در نمونه های بزرگ به طور نسبی دارای توزیع نرمال فرض می شوند، درصورت ظاهرشدن متغیرهای نامانا در مدل، فرض نرمال بودن توزیع برآورد کننده را مردود می سازد. به همین دلیل، ویژگی های این سری های زمانی، نقش تعیین کننده ای در انتخاب روش برآورد و نحوه استنباط آماری خواهند داشت.

یک راه متداول برای تبدیل سری های زمانی نامانا به مانا، تفاضل گیری از آنهاست. اگر سری زمانی با یک بار تفاضل گیری، مانا شود، یکپارچگی از درجه یک I(1) به آن اطلاق می شود و اگر با d بار تفاضل گیری از آنها به سری های زمانی مانا تبدیل شوند، یکپارچگی از درجه d، I(d) می نامند. بنابراین، نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصاد سنجی، تعیین درجه یکپارچگی سری های تحت بررسی است.

یکی از روش های متداول آزمون تعیین درجه یکپارچگی سری های زمانی، آزمون دیکی فولر (DF) و دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) [1] است. در این آزمون آماره مرتبط به آزمون ADF با کمیت های بحرانی جدول مکینون[2] مقایسه می شود. اگر قدرمطلق t محاسباتی از قدر مطلق آماره مکینون بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می شود، که دلالت بر مانا بودن سری زمان است در غیر این صورت، سری زمانی نامانا خواهد بود و باید مانایی سری های زمانی با تفاضل گیری مجدد از آنها بررسی شود.

به علاوه، بحث ریشه واحد در سری های زمانی، متدولوژی تحلیل های اقتصادی را طی دو دهه اخیر به شدت متحول ساخته است، اما خود نیز در طول این مدت تحولات و نوآوری های عدیده ای را در زمینه های مختلف شاهد بوده است. یکی از این تحولات، تحلیلی است که پرون (۱۹۸۹) درباره اثر تحولات ساختاری برون زا و فرضیه وجود ریشه واحد در سری های زمانی مطرح کرده است.

وی بیان می کند که بعضی حوادث و تحولات مهم، همچون بحران بزرگ سال ۱۹۲۹ و شوک نفتی سال ۱۹۷۳، ساختار سری های زمانی را متحول ساخته است. پرون پیشنهاد می کند که تحولاتی از این نوع را، بهتر است تغییراتی برون زا در نظرگرفت بدین ترتیب، نوسان ها و

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Mackinnon

تکانه های قابل مشاهده در یکسری زمانی، در تابع اختلالات مجزاشده و به منزلـه یـک رخـداد برون زا به جزء روند مدل اضافه می گردد. بر طبق نظر پرون اگر تغییـر سـاختاری شـدید باشـد، توان آزمون دیکی ـ فولر صفر خواهد بود. بنابراین، نیاز به آزمـون هـای مناسـب در مـواقعی کـه تغییرات ساختاری در سری های زمانی محتمل باشد، ضروری اسـت. بـرای ایـن منظـور پـرون، نظریه دیکی ـ فولر را برای زمان هایی بسط می دهد که تغییرات ساختاری اتفاق می افتـد، و بـا اضافه کردن متغیرهای مجازی بـه رگرسـیون ADF و بـا بهـره گیـری از معـادلات رگرسـیونی هم لانه[1] به آزمون ریشه واحد می پردازد. بر اساس این آزمون، اگر قدرمطلق t کمیت محاسباتی کمتر از کمیت جدول پرون باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه در سطح[2]، رد نمی شـود. لـذا، سری زمانی مورد نظر در سطح نامانا خواهد بود.

جدول ۱ پیوست، فهرستی از متغیرهای مورد استفاده در الگوهای تقاضا، و تعریف هر یک از آنها را ارائه می دهد. همچنین جدول های ۲، ۳ و۴ پیوست، نتایج آزمون ADF و پرون را دربـاره متغیرهای مدل در هر یک از بخش های مصـرفی نشـان مـی دهـد. همـان طـور کـه ملاحظـه می شود، روش های آزمون ADF و پرون در تشـخیص وجـود ریشـه واحـد و وجـود مانـایی یـا نامانایی در نمایش سری های زمانی از هماهنگی خوبی برخوردارند، آزمون ADF در سطح، مبین نبود ریشه واحد در متغیرهای مورد مطالعه است، درحـالی کـه در تفاضـل اول، براسـاس آزمـون ADF و پـرون، وجـود ریشـه واحـد در متغیرهـای مـورد بررسـی، تأییـد مـی گـردد. از ایـن رو، می توان گفت که همه متغیرهای مورد آزمون، دارای یکپارچگی از مرتبه اول I(1) هستند.

٤. نتایج تخمین تقاضای برق در بخش های صنعتی، کشاورزی و خدمات

تخمین تقاضای برق در بخش های مصرفی مورد اشاره، با اسـتفاده از داده هـای سـری زمـانی[3] سالانه برای دوره ۱۳۵۳–۱۳۷۸ به روش حداقل مربعات معمـول (OLS) و روش تصـحیح خطـا (ECM) انجام شده است .

1. Nested
2. Level
۳ . آمار تفصیلی صنعت برق (سال های مختلف) و ۳۳ سال صنعت برق ایران در آیینه آمار.

نتایج تخمین تقاضای برق به روش OLS در بخش های مختلف مصرفی درجدول ۵ پیوست آمده است. نتایج حاصل را می توان به شرح زیر خلاصه نمود :

الف) نتایج حاصل نشان می دهد که ضریب های همه متغیرها، از نظر آماری معنی دارند.

ب) معنی دار بودن ضریب های قیمت برق و مقدار آن، دلالت بر آن دارد که دولت تاحدی می تواند از این متغیر به عنوان ابزاری برای مهار مصرف و استفاده بهینه از آن استفاده نماید.

ج) در بخش کشاورزی، ضریب های قیمت در مقایسه با دو بخش دیگر کوچک تر است که مؤید تأثیرپذیری کمتر این بخش از سیاست های قیمتی در مقایسه با سایر بخش هاست.

د) ارزش افزوده بخش صنعت و کشاورزی در تقاضای برق مؤثر است، چون ارزش افزوده بخش خدمات معنی دار نبوده، به همین دلیل از مدل حذف شده است. این پدیده از این واقعیت سرچشمه می گیرد که بخش خدمات از حیث اثرپذیری درآمدی، در تقاضای برق نقشی ندارد. به عبارت دیگر، رابطه معنی داری بین افزایش در ارزش افزوده بخش خدمات و مصرف برق در این بخش وجود ندارد.

ه)کیفیت عرضه برق در مدل های مختلف تأثیرپذیر است. به طوری که کیفیت پایین عرضه برق (DL) درهمه مدل ها بر تقاضای برق اثر دارد.

و) به علاوه، نتایج حاصل از آزمون های استاندارد برای تصریح در تخمین مدل های تقاضای برق در بخش های مختلف (آزمون ضریب لاگرانژ، آزمون واریانس ناهمسانی، آزمون نرمال بودن و...) نیز انجام شده و مؤید خوبی بر ارزش این مدل هاست.

با آن چه درباره روش تخمین OLS گفته شد، یک روش دیگر برای مدل سازی تقاضای برق که روش مناسب شناخته می شود، مدل تصحیح خطا (ECM) است. این روش، ویژگی های کوتاه مدت سری های زمانی را با روابط بلندمدت ساختار اقتصادی ترکیب می کند. در این روش مدل سازی نیازی نیست که سری های زمانی مانا باشند، بلکه با تفاضل گیری از سری های زمانی برای مانا نمودن آنها، بسیاری از خصوصیات بلندمدت این سری ها از بین می رود. بدین روی، در مدل های ساختاری شرط مانایی مورد آزمون قرار می گیرد، اما مدل ECM این امکان را فراهم می سازد که اگر سری ها نامانا باشند، ولی ترکیب آنها یکسری مانا حاصل کند، (یعنی

همگرایی یـا یکپـارچگی داشـته باشـند)، مـی توانـد آن را مـدل سـازی نمایـد. در عـین حـال خصیصه های کوتاه مدت و بلندمدت مدل نیز با هم لحاظ می گردد. فـرم کلـی مـدل ECM بـه صورت رابطه زیر است :

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j \Delta X_{t-i} + a_1 Z(-1) + \varepsilon_t$$

در این مدل، تمامی متغیرها به جز Z به صورت تفاضل هایی از متغیرهای لگاریتمی هستند. عبارت Z نیز برداری از اجزای تصحیح خطاست. در ضمن، Y متغیرهای درون زا و Xمتغیرهای برون زا هستند. همچنینZ به صورت غیرلگاریتمی است. در این روش، معادلات بـا روش OLS در دو مرحله تخمین زده می شود. در مرحله اول، مدل برای متغیرسطح و به عنوان مدل تعـادلی بلندمدت برآورد می شود. سپس در مرحله دوم، برحسب تفاضل گیری از متغیرها و با لحاظ کردن عبارت تصحیح خطا (Z)، مجدداً مدل تخمین خواهد خورد. در واقـع، مقـادیر سـری زمـانی جـزء تصحیح خطا از باقی مانده های معادله تخمین زده شده با متغیرهـای سـطح در مرحلـه اول، بـه دست می آید. این روش، روابط تعادلی بلند مدت و نیز مکانیزم تعدیل کوتاه مـدت را بـه همـراه دارد.

قبل از تشریح نتایج تخمین مدل ECM برای تقاضای برق در بخش های مختلـف مصـرفی، مهم خواهد بود که بدانیم آیا در مدل مورد مطالعه، متغیرها با یکـدیگر در بلنـد مـدت همگرایـی دارند یا خیر؟ برای این منظور، از آزمون انگل ـ گرنجر یا انگل ـ یو استفاده می کنیم. بنابر ایـن، ابتدا مدل پایه (مدل بلندمدت) به روش OLS تخمین زده می شود. آن گاه پسماندهای حاصـل از مدل، مورد آزمون ریشه واحد قرار می گیرد. برای آزمـون فرضـیه، آمـاره آزمـون دیکـی ـ فـولر تعمیم یافته (ADF) با آماره جدول مکینون مقایسه می گردد. اگر قدر مطلق آمـاره t محاسـباتی، بزرگ تر از آماره مکینون در سطح احتمال ۵ درصد باشد، نتیجه می گیریم که پسماندهای مـدل بلند مدت یکپارچگی از درجه صفر I(0) دارند. همان طور که قبلا" گفتـه شـد، اگـر سـری هـای زمانی در رگرسیون، همگی یکپارچه از مرتبه یک باشند، متغیرهای واقع در رگرسیون، در صورتی

یکپارچگی دارندکه جمله تصحیح خطای رگرسیون درنتیجه آزمون مانایی، مانا و از مرتبه صفر I(0) باشد و حول دامنه مشخصی نوسان نماید.

بدین منظور، مدل های بلندمدت تقاضای برق در بخش های صنعتی، خدمات و کشاورزی، ابتدا برآورد، و پسماندهای حاصل از آنها بر مقادیر تأخیری آنها برازش و نتایج درجدول ۱ ارائه شده است. در این جا ذکر این نکته ضروری است، برای آزمون یکپارچگی در مدل هایی با بیش از دو متغیر، بهتر است به جای آماره انگل ـ گرنجر از مقادیر بحرانی براساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شود. که انگل ـ یو ارائه داده است. بر این اساس، همان طورکه درجدول مشاهده می شود، آماره محاسباتی (ADF) از آماره جدول انگل ـ یو، بزرگتر است. بنابراین، آزمون فرضیه ریشه واحد برای پسماندهای حاصل از مدل تعادلی بلند مدت در همه بخش های مصرفی رد می شود. پس می توان نتیجه گرفت که یکپارچگی در مدل های مورد آزمون برقرار است.

جدول ۱. آزمون انگل – گرنجر و انگل – یو برای بخش های مختلف مصرفی برق

بخش تقاضا	آماره آزمون ADF	آماره جدول (در سطح با احتمال ۵ درصد)	
		انگل – گرنجر	انگل – یو
صنعت	-۸/۳۱	-۱/۹۶	-۴/۱۵
خدمات	-۴/۷۹	-۱/۹۶	-۴/۱۵
کشاورزی	-۶/۰۲	-۱/۹۶	-۴/۵۵

باتوجه به مطالب فوق، درباره چگونگی تخمین مدل های بررسی شده، نتایج تخمین تقاضای برق در بخش های مختلف، برحسب معادلات بلند مدت و کوتاه مدت به روش ECM در جدول ۶ پیوست آورده شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل تعادلی بلند مدت و کوتاه مدت در بخش های مورد نظر، حاکی از معنی دار بودن ضریب های متغیرها در سطح بالایی است. همچنین ضریب های همه متغیرها با نظریه نیز سازگار هستند. به علاوه، ضریب جمله تصحیح خطا (z) در معادلات فوق که بیانگر سرعت تعدیل است، به ترتیب در بخش های صنعتی، خدمات و کشاورزی معادل ۰/۵۶-، ۰/۱۱ و ۰/۵۹- است و نشان می دهد که چه میزان از تعدیل مصرف، در کوتاه مدت و همچنین در بلند مدت (دوره یا دوره های آتی) تعدیل می گردد.

۵. کشش های کوتاه مدت و بلندمدت قیمتی و در آمدی دربخش های مختلف مصرفی

تخمین مدل های تقاضای برق در بخش های مصرفی، نتایج قابل قبولی از کشش های قیمتی، درآمدی درکوتاه مدت و بلند مدت را به دست می دهد که نتایج حاصل از تخمین مدل ها به روش OLS و ECM ، در جدول ۲ ارائه شده است :

جدول ۲ . کشش های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در کوتاه مدت و بلندمدت*

بخش تقاضا	کشش قیمتی				کشش درآمدی			
	روش OLS		روش ECM		روش OLS		روش ECM	
	کوتاه مدت	بلند مدت	کوتاه مدت	بلند مدت	کوتاه مدت	بلند مدت	کوتاه مدت	بلند مدت
صنعت	-۰/۵۳	-۲/۰۲	-۰/۵۵	-۱/۴۲	۰/۳۶	۱/۳۴	۰/۳۰	۱/۲۲
خدمات	-۰/۴۶	-۰/۶۶	-۰/۹۱	-۲/۴۷	–	–	۰/۳۱	۱/۷۳
کشاورزی	-۰/۱۴	-۰/۲۷	-۰/۶۰	-۰/۶۹	۱/۳۱	۲/۵۴	۱/۰۹	۲/۰۶

* کشش های قیمتی و درآمدی، مبین متوسط کشش در طول دوره مورد بررسی است.

نتایج حاصل از جدول فوق را می توان به شرح زیر خلاصه نمود:

۱. در بخش صنعت، براساس روشOLS، کشش قیمتی و درآمدی تقاضا درکوتاه مدت به ترتیب ۰/۵۳- و ۰/۳۶ است که با نتایج حاصل از روش ECM تفاوت زیادی ندارد. درباره کشش های قیمتی و درآمدی در بلندمدت نیز اگرچه کشش قیمت در روشECM کوچکتر از روش OLS است، کشش درآمدی آن اختلاف زیادی ندارد. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل، می توان گفت که کالای برق در این بخش درکوتاه مدت، یک کالای بی کشش است، در حالی که این کشش ها، در بلند مدت، بزرگتر از واحد هستند.

۲. در بخش خدمات، براساس روش ECM، مقایسه کشش قیمتی کوتاه مدت و بلندمدت، با روش OLS تفاوت نسبتاً زیادی دارد. که علت اصلی آن تفاوت زیاد سرعت تعدیل تقاضای برق در این روش هاست. درباره کشش کوتاه مدت و بلندمدت درآمدی دراین بخش، در روش OLS به علت معنی دار نبودن متغیر، ارزش افزوده بخش خدمات قابل محاسبه نبود، اما در روش ECMبراساس مدل کوتاه مدت و بلند مدت، این کشش به ترتیب ۰/۳۲ و ۱/۷۳

است که بیان می کند کالای برق در بخش خدمات درکوتاه مدت از حیث درآمدی، یک کالای بی کشش است، درحالی که در بلند مدت کالایی با کشش خواهد بود.

۳. در بخش کشاورزی، نتایج حاصل از روش ECM، نشان می دهد که کشش قیمتی کوتاه مدت و بلند مدت به ترتیب ۰/۶- و ۰/۶۹- است و کالای برق از حیث قیمتی یک کالای کم کشش است، که در مقایسه با روش OLS مقدار این کشش ها نسبتاً بالاتر است. اما از نظر کشش های درآمدی کوتاه مدت و بلند مدت دراین بخش، مقایسه دو روش نشان می دهد که کالای برق یک کالای با کشش است و نتایج حاصل تا حدی نزدیک به هم هستند.

در یک جمع بندی کلی، می توان گفت که تخمین کشش های قیمتی و درآمدی در کوتاه مدت و بلند مدت در بخش های مختلف مصرفی به روش OLS و ECM اگرچه در برخی از آنها درکوتاه مدت و بلند مدت تفاوت اندکی وجود دارد، در بیشتر موارد این کشش ها نزدیک به هم هستند که مؤید نزدیک بودن نتایج این دو روش در این مورد است.

به علاوه، نتایج حاصل از تخمین کشش های قیمتی و درآمدی درکوتاه مدت در بخش های مختلف، نشان می دهد که کالای برق تاحدی یک کالای کم کشش است.

همچنین با توجه به نتایج حاصل ازمدل های تقاضای برق برای بخش های صنعتی، خدمات و کشاورزی، می توان به بررسی کشش های قیمتی متقاطع پرداخت. معیار مذکور، بیان کننده تغییر متناسب در مقدار تقاضای برق هر یک از بخش های مصرفی نسبت به تغییر متناسب در قیمت کالای دیگر (سوخت های جایگزین) است. به عبارت دیگر، این شاخص یک درصد تغییر در تقاضای برق را به ازای یک درصد تغییر در قیمت سوخت های جایگزینی نشان می دهد. بر این اساس، در بخش صنعت کشش قیمتی متقاطع برابر با ۰/۱۳- است، این شاخص در بخش خدمات معادل ۰/۳۳- و در بخش کشاورزی نیز برابر با ۰/۲۲ است. با توجه به علامت کشش های متقاطع، در بخش های صنعت و خدمات درمی یابیم که رابطه مکملی بین کالای برق و سوخت های جایگزین وجود دارد، حال آنکه این رابطه، در بخش کشاورزی، رابطه جانشینی را نشان می دهد، چون در بخش های صنعت و خدمات ضریب های حاصل، منفی و در بخش کشاورزی این ضریب، مثبت برآورد شده است.

برای تشریح بیشتر کشش های قیمتی، با استفاده از نتایج تخمین مدل های تقاضا در بخش های مختلف، می توان از اطلاعات جدول ۳ نیز بهره جست. دراین جدول، کشش های قیمتی تقاضا درکوتاه مدت، در طول دوره مورد بررسی، بر پایه نتایج حاصل از تخمین روشOLS ، به دست آمده است. با عنایت به اینکه مدل های پیش گفته برای تقاضای برق در بخش های مختلف مصرفی، قادر به ارائه کشش های متغیر قیمتی درطول دوره مورد بررسی هستند، می توان تغییرات کشش قیمتی تقاضا در هر بخش را ارزیابی کرد. نتایج حاصل از جدول ۳ را می توان به شرح زیر بیان داشت:

جدول ۳. کشش قیمتی تقاضا در بخش های مختلف مصرفی در سال های ۱۳۷۸-۱۳۵۳

سال	بخش صنعت	بخش خدمات	بخش کشاورزی
۱۳۵۳	-۰/۴۱	-۰/۶۵	-۰/۴۷
۱۳۵۴	-۰/۳۹	-۰/۶۳	-۰/۴۸
۱۳۵۵	-۰/۳۹	-۰/۵۹	-۰/۴۵
۱۳۵۶	-۰/۴۲	-۰/۵۵	-۰/۴۳
۱۳۵۷	-۰/۴۳	-۰/۵۳	-۰/۴۱
۱۳۵۸	-۰/۴۷	-۰/۵۰	-۰/۳۷
۱۳۵۹	-۰/۵۳	-۰/۴۶	-۰/۳۳
۱۳۶۰	-۰/۶۴	-۰/۳۸	-۰/۲۷
۱۳۶۱	-۰/۶۴	-۰/۳۸	-۰/۱۷
۱۳۶۲	-۰/۷۱	-۰/۴۱	-۰/۱۴
۱۳۶۳	-۰/۷۳	-۰/۴۰	-۰/۱۲
۱۳۶۴	-۰/۷۶	-۰/۳۹	-۰/۱۱
۱۳۶۵	-۰/۷۷	-۰/۳۵	-۰/۱۰
۱۳۶۶	-۰/۵۹	-۰/۴۷	-۰/۱۲
۱۳۶۷	-۰/۶۴	-۰/۴۲	-۰/۱۱
۱۳۶۸	-۰/۷۰	-۰/۳۹	-۰/۰۷

ادامه جدول ۳

سال	بخش صنعت	بخش خدمات	بخش کشاورزی
۱۳۶۹	-۰/۷۲	-۰/۳۶	-۰/۱۱
۱۳۷۰	-۰/۵۶	-۰/۴۱	-۰/۰۷
۱۳۷۱	-۰/۶۳	-۰/۴۱	-۰/۰۴
۱۳۷۲	-۰/۵۰	-۰/۴۶	-۰/۰۲
۱۳۷۳	-۰/۶۳	-۰/۵۷	۰/۰
۱۳۷۴	-۰/۴۳	-۰/۵۵	۰/۰۶
۱۳۷۵	-۰/۴۴	-۰/۵۱	۰/۰۴
۱۳۷۶	-۰/۴۱	-۰/۴۹	۰/۰۶
۱۳۷۷	-۰/۴۱	-۰/۴۸	۰/۱۶
۱۳۷۸	-۰/۴۱	-۰/۴۳	۰/۲۰
متوسط دوره	-۰/۵۴	-۰/۴۶	-۰/۱۴

در بخش صنعت، کشش قیمتی تقاضا در ابتدای دوره (۱۳۵۳) در حدود ۰/۴۱- است که با تغییرات اندک تا سال ۱۳۶۵ افزایش پیدا کرده است. اما از سال ۱۳۶۵ به بعد با نوسان های چند ساله، سیرنزولی به خود گرفته است، به طوری که از سال ۱۳۷۱ به بعد روند نزولی آن تا پایان دوره ادامه دارد. تا اینکه درسال ۱۳۷۸ این کشش معادل ۰/۴۱- است که همانند کشش قیمتی در ابتدای دوره (۱۳۵۳) است. استمرار کاهش روند کشش قیمتی تقاضا از سال ۱۳۷۱ به بعد، از یک سو ناشی از سیاست های قیمت گذاری برق و از سوی دیگر ناشی از افزایش شدید نرخ تورم به خصوص درسال های برنامه دوم توسعه، بوده است.

در بخش خدمات، کشش قیمتی تقاضا در ابتدای دوره (۱۳۵۳) معادل ۰/۶۵- ، که از کشش قیمتی تقاضا در هر دو بخش صنعت و کشاورزی بیشتر است. کشش قیمتی تقاضا در این بخش با نوسان های اندک تا سال ۱۳۷۱ کاهش پیدا کرده است. اما از سال۱۳۷۲ و آغاز برنامه دوم توسعه، کشش قیمتی تقاضای این بخش ابتدا افزایش یافته و سپس روند کاهشی به خود گرفته است. این تغییرات در طول برنامه دوم توسعه، ناشی از افزایش شدید قیمت های این بخش نسبت به سایر بخش های مصرفی بوده که از نرخ تورم فزونی داشته، ولی در سال های پایان برنامه دوم توسعه، روند افزایش قیمت محدودتر شده است. بنابراین، در این بخش، در مجموع

کشش قیمتی در پایان دوره (۱۳۷۸) نسبت به ابتدای دوره کاهش قابل توجهی پیدا کـرده اسـت. به عبارت دیگر، کالاهای برق در بخش خدمات کم کشش تر شده است.

در بخش کشاورزی، تغییرات کشش قیمتی تقاضا در طول دوره مورد بررسی تغییرات جالـب توجهی داشته است. به طوری که مقـدار ایـن کشـش در ابتـدای دوره (۱۳۵۳) در حـدود ۰/۴۷- است، ولی درطول دوره کشش قیمت در این بخش به طور مستمر کاهش پیدا کرده و در ابتـدای برنامه دوم توسعه به صفر رسیده و از آن سال به بعد تا سال ۱۳۷۷مثبت شده اسـت. بـه عبـارت دیگر، کالای برق از ابتدای دوره تا سال ۱۳۷۲ یک کالای بی کشش بوده، ولی از این سـال بـه بعد، با مثبت شدن کشش قیمتی ماهیت کالای استثنایی پیدا کرده اسـت. (شـاید نتـوان کـالای گیفن به آن اطلاق کرد). در مجموع این کشش در پایـان دوره (۱۳۷۸) نسـبت بـه ابتـدای دوره کاهش زیادی داشته است. به عبارت دیگر، کالای برق در این بخش به شدت کم کشش تر شده است.

نکته جالب توجه دیگر این است که کشش قیمتی تقاضا در بخش کشاورزی در ابتـدای دوره از کشش قیمتی تقاضا در بخش صـنعت بیشـتر بـوده اسـت، زیـرا قیمـت هـای بـرق در بخـش کشاورزی درسال۱۳۵۳ به ازای هرکیلووات ساعت ۲/۵ ریال، و این قیمت دربخـش صـنعت ۱/۹ ریال بوده است. درحالی که قیمت برق کشاورزی در طول دوره مورد بررسی تقریباً ثابـت مانـده، ولی قیمت برق صنعتی تا سال ۱۳۶۶ افزایش اندکی یافته، و بدین ترتیب، روند افزایش آن از این سال تا پایان دوره تشدید شده است.

٦. نتیجه گیری

در این بررسی، تخمین تابع تقاضای برق در بخش های صنعتی، کشاورزی و خدمات با استفاده از داده هـای سـری هـای زمـانی بـه روش OLS و ECM تجزیـه و تحلیـل شـده اسـت و کشش های قیمتی و درآمدی کوتاه مدت و بلند مدت به دست آمد. برای بررسی اثـر مانـایی یـا نامانایی سری های زمانی، از روش آزمـون هـای دیکـی- فـولر تعمـیم یافتـه (ADF) و پـرون استفاده گردید. همچنین برای بررسی همگرایی متغیرهـای مـورد نظـر در بخـش هـای مختلـف مصرفی، از روش انگل-گرنجر و انگل-یو برای مدل های تعادلی کوتاه مدت و بلند مدت استفاده

شـد. و نتـایج آن نشـان دادکـه همگرایـی بـین متغیرهـای مـورد آزمـون در توابـع تقاضـای بخش های مختلف مصرفی وجود دارد.

نتایج حاصل از تخمین تقاضای برق در بخش های صنعت و خدمات، حاکی از آن اسـت کـه کالای برق در این بخش ها از نظر کشش های قیمتی و درآمدی درکوتـاه مـدت، یـک کـالای کم کشش است، اگرچه تخمین کشش های قیمتی به روش ECM بزرگتر از روش OLS اسـت، مقادیر کشش ها مبین کم کشش بودن کالای برق در بخـش هـای مصـرفی اسـت. در بخـش کشاورزی با آنکه کشش های قیمتی کوتاه مدت و بلند مدت، بـا اسـتفاده از نتـایج هـر دو روش بی کشش است، درعین حال کشش درآمدی آن بزرگتر از واحد است. ایـن تنـاقض کـه کـالای برق، براساس کشش قیمتی، یک کالای بی کشـش، ولـی براسـاس کشـش درآمـدی در بخـش کشاورزی یک کالای با کشش محسوب شود، ناشی از تناقض سیاست گذاری قیمت برق در این بخش است. به طوری که براساس ارقام واقعی می توان گفت قیمت برق در این بخـش نزدیـک به صفر است. درمقابل در بخش درآمدی (ارزش افزوده بخـش کشـاورزی)، باتوجـه بـه حمایـت دولت از طریق اعلام قیمت تضمینی خرید محصولات اساسی، ارزش افزوده این بخش متناسـب با سایر بخش های اقتصادی تحول یافته است.

همچنین، با توجه به مدل تقاضا و متغیر فرض شـدن کشـش هـای قیمتـی درطـول زمـان، بررسی روند تغییر کشش های قیمتی کوتاه مدت در بخش های مختلف مصـرفی، در طـول دوره مورد بررسی نشان داد که به طور کلی مقادیر این کشش ها در این مدت کاهش یافته است و در پایان دوره، در همه بخش ها، از ابتدای دوره کوچکتر است. از این رو، سیاست های قیمتی به تبع افزایش تورم موجب کاهش قیمت واقعی برق در طول دوره مورد بررسی شده و حساسیت تقاضـا را در انتهای دوره در مقابـل سیاسـت هـای قیمتـی کـاهش داده اسـت. بـه عـلاوه، بـر اسـاس ضریب های حاصل از مدل های مورد آزمون (ضـریب هـای γ و a_1)، سـرعت تعـدیل تقاضـا در کوتاه مدت در بخش های مختلف نسبتاً پایین است. بنابراین، بخش عمده ای از تعـدیل مصـرف در بلند مدت (دوره یا دوره های آتی) انجام خواهد شد.

مقادیرکشش متقاطع در این بخش ها نیز نشان داد که کالای برق و سوخت های جـایگزین در بخش های صنعت وخدمات رابطه مکملی، و در بخش کشاورزی وضعیت جانشینی با یکـدیگر

دارند، ضمن اینکه ارزش عددی این کشش ها پایین است. به عبارت دیگر، به علت یارانه ای بودن حامل های انرژی، هر گونه افزایش در قیمت سوخت های جایگزین نیز اثر محسوسی بر تقاضای برق ندارد.

بنابراین، می توان انتظار داشت چنانچه سیاست های یارانه ای دولت استمرار یابد، با توجه به نتایج کشش های قیمتی تقاضا در بخش های مختلف مصرفی، به خصوص در بخش‌های صنعت و کشاورزی، سیاست های قیمتی تأثیر چندانی در تقاضای برق نداشته باشد، هرچند این تأثیر در بخش خدمات محسوس تر است. به عبارت دیگر، با توجه به یارانه ای بودن قیمت برق (همانند سایر حامل های انرژی) در کشور، به علت کم کشش بودن تقاضای آنها، افزایش قیمت ها اثر نا محسوسی بر تقاضای برق در بخش های تولیدی دارد. از این رو، از طریق قیمت ها به خصوص در کوتاه مدت، نمی توان سیاست مدیریت مصرف و ایجاد انگیزه لازم برای صرفه جویی در مصرف انرژی را دنبال کرد.

پیوست

جدول ۱. معرفی متغیرهای مورد استفاده در تخمین تقاضای برق

نماد	متغیر	واحداندازه گیری	دوره بررسی
XI	مصرف برق در بخش صنعت	میلیون کیلووات ساعت	۱۳۷۸-۱۳۴۶
XA	مصرف برق در بخش کشاورزی	میلیون کیلووات ساعت	۱۳۷۸-۱۳۴۶
XT	مصرف برق در بخش خدمات (عمومی وتجاری)	میلیون کیلووات ساعت	۱۳۷۸-۱۳۴۶
PX	قیمت برق در هربخش	ریال	۱۳۷۸-۱۳۴۶
PX2	مجذور قیمت برق در هربخش	ریال	۱۳۷۸-۱۳۴۶
PS	قیمت سوخت های جایگزینی (متوسط وزنی)	ریال	۱۳۷۸-۱۳۴۶
VI61	ارزش افزوده بخش صنعت به قیمت ثابت سال ۶۱	میلیون ریال	۱۳۷۸-۱۳۴۶
VA61	ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۶۱	میلیون ریال	۱۳۷۸-۱۳۴۶
VT61	ارزش افزوده بخش خدمات به قیمت ثابت سال ۶۱	میلیون ریال	۱۳۷۸-۱۳۴۶
NC	تعداد مشترکین برق در هربخش	واحد	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LXI	لگاریتم مصرف برق در بخش خانگی	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LXA	لگاریتم مصرف برق در بخش کشاورزی	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LXT	لگاریتم مصرف برق در بخش تجاری	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LRPX	لگاریتم قیمت واقعی برق در بخش های مختلف	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LRPX2	مجذور لگاریتم قیمت واقعی برق در بخش های مختلف	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LRPS	لگاریتم قیمت واقعی سوخت های جایگزین	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LV61	لگاریتم ارزش افزوده درهربخش به قیمت ثابت سال ۶۱	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
LNC	لگاریتم تعداد مشترکین برق درهربخش	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
PPI	شاخص بهای تولید کننده	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
CPI	شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
TR	نرخ خاموش برق	درصد	۱۳۷۸-۱۳۴۶
DM*	متغیرمجازی معرف کیفیت مناسب عرضه برق	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶
DL**	متغیر مجازی معرف کیفیت نامناسب عرضه برق	-	۱۳۷۸-۱۳۴۶

* با نرخ خاموشی کمتر از ۵ درصد.

** با نرخ خاموشی ۵ تا ۱۰ درصد.

جدول ۲. نتایج آزمون فرضیه ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) و پرون برای متغیرهای بخش صنعت

نام متغیر	آزمون دیکی ـ فولر (ADF)		آزمون پرون	
	درسطح	تفاضل اول	λ	تفاضل اول
LXI	−۳/۳۷ (−۳/۵۷)	−۳/۲۱ (−۲/۹۷)	۰/۳	−۲/۵۷ (−۳/۸۵)
LRPX	۱/۴۹ (−۳/۶۰)	−۴/۹۵ (−۱/۹۵)	–	–
LRPX2	−۱/۵۴ (−۳/۶۰)	−۵/۰۱ (−۱/۹۵)	–	–
LRPS	−۱/۳۴ (−۲/۹۸)	−۳/۹۲ (−۱/۹۵)	–	–
LV61	−۲/۲۹ (−۳/۵۶)	−۵/۲۹ (−۲/۹۶)	۰/۳	−۳/۰۹ (−۳/۸۵)

- اعدا داخل پرانتز آماره جدول مکینون است. آزمون ها در سطح احتمال ۵ درصد، λ مبین نسبت نمونه قبل از ایجاد شکست ساختاری به کل نمونه است. در مورد متغیرهایی که فاقد شکست ساختاری مشخص و یا مواجه با چندین شکست بوده اند، آزمون پرون انجام نشده است.
- در مورد متغیرهای LXI و LV61 از مدل دوم پرون استفاده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیه ریشه واحد دیکی ـ فولر(ADF) و پرون برای متغیرهای بخش کشاورزی

نام متغیر	آزمون ADF		آزمون پرون	
	درسطح	تفاضل اول	λ	تفاضل اول
LXA	−۲/۱۷ (−۳/۵۶)	−۴/۲۴ (−۲/۹۵)	–	–
LRPX	−۱/۶۴ (−۳/۶)	−۴/۴۶ (−۲/۹۹)	–	–
LRPX2	−۱/۳۱ (−۳/۶۰)	−۴/۴۶ (−۲/۹۹)	۰/۳	−۲/۹۷ (−۳/۸۵)
LRPS	−۱/۵۲ (−۲/۹۸)	−۴/۴۹ (−۱/۹۶)	۰/۸	−۳/۲۱ (−۳/۸۳)
LV61	−۱/۹۲ (−۳/۵۶)	−۵/۶۲ (−۲/۹۶)	–	–

- اعداد داخل پرانتز آماره جدول مکینون است. آزمون ها در سطح احتمال ۵ درصد، λ مبین نسبت نمونه قبل از ایجاد شکست ساختاری به کل نمونه است. در مورد متغیرهایی که فاقد شکست ساختاری مشخص و یا مواجه با چندین شکست بوده اند، آزمون پرون انجام نشده است.
- در مورد متغیرهای LRPX2 و LRPS به ترتیب از مدل دوم و سوم پرون استفاده شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون فرضیه ریشه واحد دیکی ـ فولر (ADF) و پرون برای متغیرهای بخش خدمات

نام متغیر	آزمون ADF		آزمون پرون	
	درسطح	تفاضل اول	λ	تفاضل اول
LXT	−۳/۵۱ (−۳/۵۶)	−۳/۷۹ (−۲/۹۶)	−	−
LRPX	−۲/۳۸ (−۲/۹۸)	−۴/۲۲ (−۱/۹۶)	−	−
LRPX2	−۲/۲۳ (−۲/۹۸)	−۲/۵۷ (−۱/۹۶)	−	−
LRPS	−۱/۶۷ (−۲/۹۸)	−۴/۱۰ (−۱/۹۶)	۰/۸	−۲/۶۵ (−۳/۸۳)
LV61	−۲/۵۶ (−۲/۹۶)	−۲/۴۹ (−۱/۹۵)	۰/۳	−۱/۴۴ (−۴/۱۷)
LNC	−۲/۸۲ (−۳/۵۶)	−۲/۸۱ (−۲/۶۱)	−	−

- اعداد داخل پرانتز آماره جدول مکینون است. آزمون ها در سطح احتمال ۵ درصد، λ مبین نسبت نمونـه قبـل از ایجـاد شکست ساختاری به کل نمونه است. در مورد متغیرهایی که فاقد شکست ساختاری مشـخص و یـا مواجـه بـا چنـدین شکست بوده اند، آزمون پرون انجام نشده است.
- در مورد متغیرهای LRPS و LV61 از مدل دوم پرون استفاده شده است.

جدول ۵ . نتایج تخمین تقاضای برق در بخش های مختلف به روش OLS

متغیرهای مستقل	متغیروابسته (LXi)		
	صنعت	کشاورزی	خدمات
C	۱/۴۱ (۲/۴۳)	-۶/۹۶ (-۲/۱۸)	۰/۹۳۲ (۲/۷۴)
DL	-۰/۷۴ (-۲/۹۷)	-۰/۲۹۰ (-۴/۱۲)	۰/۰۳۶ (۱/۶۶)*
DM	-	-۰/۲۲۸ (-۳/۳۷)	-
LRPX	-۱/۱۷ (-۵/۲۰)	-۰/۶۶۶ (-۴/۵۷)	-۰/۸۹۸ (-۲/۵۳)
LRPX2	۰/۳۰۵ (۵/۰۹)	- ۰/۰۷۹ (-۳/۶۱)	-۰/۲۱۷ (-۲/۴۵)
LRPS	-۰/۱۳ (-۳/۰۶)	۰/۲۲۱ (۱/۹۹)	۰/۳۳۲ (-۳/۶۶)
LV61	۰/۳۵۵ (۲/۰۴)	۱/۳۲ (۲/۶۵)	-
LNC	-	-	۰/۵۴۴ (۳/۹۴)
LXi(-1)	۰/۷۳۸ (۷/۲۲)	۰/۴۸۲ (۴/۰۴)	۰/۳۰۶ (۱/۹۴)
MA(d)	۰/۹۱۵ (۵) (-۳۶/۴۲)	۰/۹۷۰(۳) (-۲۰۶۵/۳)	-۰/۹۱۱(۵) (-۱۲/۵۵)
R^2	۰/۹۹۴	۰/۹۹۶	۰/۹۹۵

- اعداد داخل پرانتز آماره t است.

* درسطح ۱۰ درصد معنی دار است.

جدول ٦. نتایج تخمین تقاضای برق به روش ECM در بخش های مختلف مصرفی

در بخش صنعت :

LXI=۳/۲ – ۰/۰۶DL - ۲/۵۸ LRPX –۰/۴۶ LRPX2 - ۰/۰۹۶ LRPS + ۱/۲۲ L V61 + ۰/۲۳۳AR (3)

(۲/۰۴) (–۲/۹۴) (–۹/۱۱) (–۸/۷۸) (–۱/۶) (۶/۷۹) (۲/۰۲)

R^2=۰/۹۸

DLXI=۰ /۰۷۸ – ۰/۰۵۵DLRPX2(-2) - ۰/۱۶۵ DLRPS(۲) - ۰/۴۶ DLRPS(۲)+ ۰/۳۰DLV61(-2) –۰/۵۶ Z (-1)

(۵/۳۲) (–۱/۸۹) (–۲/۰۸) (–۴/۵۱) (۲/۷۴) (–۲/۸۲)

+ ۰/۳۵ AR(2)- ۰/۹۴ MA(6)

(۳/ ۲۱) (–۴۰۵۹/۳) R^2 = ۰/ ۷۰

در بخش خدمات :

LXT =- ۱۲/۴۱ +۰/۱۴ DL - ۴/۵۰ LRPX - ۱/۰۱ LRPX2 –۱/۷۲ LRPS + ۱/۷۲ LV61 – ۰/۹۴ MA(3)

(–۵/۴۱) (۲/۵۲) (–۲/۳۲) (–۲/۱۳) (–۱۶/۰۸) (۷/۰۷) (۲۹/۰۲)

R^2 = ۰/ ۹۵

DLXT= ۰/۰۵۶ + ۰/۱۱ DL – ۰/۹۱۵ DLRPX(-2) –۰/۲۱۷ DLRPX2(-2) – ۰/۰۸۸ DLRPS(-2)

(۳/۵۶) (۴/۲۵) (–۲/۷۰) (–۲/۵۷) (–۱/۸۱)

+ ۰/۲۱ DLV61(-1) + ۰/۱۱ Z (-1) + ۰/۸۷۵ MA(4)

(۳/۰۲) (۱/۷۷) (۷/۷۹)

R^2 = ۰/ ۶۴

دربخش کشاورزی :

LXA = -۱۰/۵۴ – ۰/۲۹۸ DL – ۰/۲۵۴ DM –۱/۰۵۹ LRPX- ۰/۱۱۲ LRPX2 +۲/۰۶ LV61 – ۰/۹۳ MA(3)

(–۵/۵۰) (–۳/۲۷) (–۳/۲) (–۵/۱۶) (–۵/۰۱) (۷/۱۵) (–۱۵/۱)

R^2 =۰/ ۹۹

DLXA = ۰/۱۹۷ - ۰/۹۰۶ DLRPX(-1) – ۰/۰۸۲ DLRPX2(-1) + ۱/۰۹ LV61(-1) –۰/۵۹ Z (-1) - ۰/۸۹MA(2)

(۳/۰۴) (–۴/۹۷) (–۳/۳۴) (۲/۵۶) (–۱/۸۳) (–۶/۰۹)

R^2 = ۰/ ۲۷

- اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t است.
- نماد D در ابتدای برخی متغیرها به مفهوم تفاضل است.
- متغیرهای DM و DL معرف متغیرهای مجازی کیفیت عرضه برق هستند.

منابع

الف) فارسی

سازمان برنامه و بودجه. (۱۳۵۷).گزارش مقدماتی ایجاد مدل انرژی در ایران. دفترتحقیقات عملیات.

_____ . (۱۳۶۷). تدوین مدل اقتصاد سنجی پیش بینی عرضه و تقاضای انرژی کشور، مؤسسه عالی پژوهش دربرنامه ریزی و توسعه.

_____. (۱۳۷۱). گزارش نهایی طرح برآورد تقاضای انرژی کشور. مؤسسه عالی پژوهش در برنامه ریزی و توسعه.

زمانی، مهرداد. (۱۳۷۷). تخمین تابع تقاضای برق در بخش های اقتصادی (خانگی و صنعتی). پایان نامه فوق لیسانس. دانشگاه تهران.

صادقی، مهدی. (۱۳۷۸). پایداری تقاضا برای انرژی در ایران. رساله دکتری. دانشگاه تهران.

کمنتا. (۱۹۹۰). مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه دکتر هژبر کیانی. مرکز نشر دانشگاهی تهران. چاپ اول.

وزارت نیرو. (۱۳۴۶–۱۳۷۸). آمار تفصیلی صنعت برق.

_____. (۱۳۷۹). ترازنامه انرژی سال ۱۳۷۸. دفتر برنامه ریزی انرژی.

_____. سی و سه سال صنعت برق ایران در آیینه آمار.

ب) انگلیسی

Arima, B.C. (1992). Electricity consumption in Nigeria: A Spatial analysis , *OPEC Review*. winter.

Bose, and R. K, and M. Shukla. (1999). Elasticity of electricity demand in India. *Energy policy*. Vol.27.

Eltony, M.N and Mohammad Hajeeh.(1998). The sectoral demand for electricity in Kuwait. *OPEC Review*.

Enders, Walter. (1995). *Applied econometric time series*.Wiley and sons, Ins.

Engsted T. and J. Bentzen (1997). Dynamic modelling of energy demand: A guided tour through the jungle of unit roots and cointegration. *OPEC Review*. December.

Ernest R.B. (1991). The demand for electricity: Structural and time series approaches. *Clasic and contemporary*. Ch. 7.

Glasure Yong Y. and Aie – Rie Lee. (1997). Cointegration, error – correction , and the relationship between GDP and energy: The case of south Korea and singapore. *Resource and energy economics*. Vol. 20.

Greene, W.H.(1990). *Econometrics analysis.* New York, Academic Press, 2nd edition.

Houthakker, Verleger, sheehan. (1973). *Dynamic demand analyses for gasoline and electricity*. Lexington mass: Data resources , Inc.

Munasinghe Mohan. (1990). *Electric power economics.* Butter Worth and co. (publisher). Ltd.

Perron, P.(1988). The Great crash. The Oil price shock and the unit Root hypothesis, *Econometrica.* Vol.57,No.6.

_____.(1993). Erratum. *Econometrica.* Vol. 61,No. 1.

Silk J.I and F.L. Joutz (1997). Short and long - run elasticities on residental electricity demand: A cointegration approach. *Energy Economics.*, Vol.19.

Taylor L. D. (1975). The demand for electricity: A Surrey. *the Bell Journal of Economics.* Vol. 6. Spring.