

برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور (۱۳۸۱-۱۳۴۶)

کریم آذربایجانی*

علیمراد شریفی**

مهسا ساطعی***

تاریخ دریافت: ۸۴/۵/۹ تاریخ پذیرش: ۸۴/۹/۱۵

چکیده

حامل‌های انرژی از جمله انرژی الکتریکی، نقش اساسی در توسعه جوامع بشری ایفا می‌کند و به مرور زمان اهمیت آنها در حیات اقتصادی و اجتماعی بشر گسترش پیدا می‌کند. از این رو شناخت تقاضای انرژی الکتریکی و عوامل مؤثر بر آن، در کنار دیگر سیاست‌های حاکم بر تقاضای انرژی می‌تواند نقش مؤثری در فرایند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی داشته باشد. در این مطالعه، با بهره‌گیری از روش ARDL به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی می‌پردازیم. از جمله متغیرهای به کار گرفته شده در تابع تقاضا، کیفیت عرضه انرژی الکتریکی است که به منظور اندازه‌گیری آن از افت فرکانس استفاده شده، به این علت که در بخش صنعت افت فرکانس نمایان‌گر کاهش کیفیت عرضه انرژی الکتریکی است. با توجه به کشش‌های قیمتی محاسبه شده در بلندمدت و کوتاه مدت می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که انرژی الکتریکی در بخش صنعت نهاده‌ای به تقریب بی کشش است و بنابراین سیاست‌های قیمتی تأثیر چندانی در تقاضای آن ندارد. از این رو از راه ساز و کار قیمت‌گذاری نمی‌توان سیاست مدیریت مصرف و ایجاد انگیزه لازم برای مصرف بهینه انرژی را دنبال کرد. کشش متقاطع قیمتی در کوتاه مدت رابطه جانشینی بین حامل‌های انرژی الکتریکی و گاز طبیعی را تایید می‌کند. با توجه به معنادار بودن و علامت ضریب متغیر کیفیت عرضه انرژی الکتریکی می‌توان چنین نتیجه گرفت که کیفیت مناسب عرضه انرژی الکتریکی نیز می‌تواند در کنار سایر متغیرها، بر مصرف بهینه آن در بخش صنعت مؤثر باشد.

طبقه بندی JEL: Q41, C52, C22.

کلیدواژه: تابع تقاضا، ساز و کار تصحیح خطا (ECM)^۱، الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۲، افت فرکانس^۳، کیفیت عرضه انرژی الکتریکی^۴، ایران.

* عضو هیأت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

** عضو هیأت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

*** کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان.

- 1- Error Correction Model.
- 2- Autoregressive Distributed Lad Model.
- 3 - Frequency shortage (Falling).
- 4- Quality of electricity supply.

۱- مقدمه

رشد سرانه مصرف انرژی به ویژه انرژی الکتریکی، به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه اقتصادی قلمداد می‌شود. این مقوله در بخش صنعت از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. رشد مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور، در سال ۱۳۸۱ با نرخ معادل ۸/۹ درصد، نسبت به سال ۱۳۸۰ روبه‌رو بوده، به گونه‌ای که حد مصرف در سال ۱۳۸۱ به $33/4 \text{ TWh}^1$ رسیده است و سهمی معادل ۳۱/۸ درصد از کل مصرف انرژی الکتریکی کشور را شامل می‌شود. براساس آمار، متوسط مصرف هر مشترک بخش صنعتی در این سال برابر با 338 MWh و تعداد مشترکان دارای نرخ رشدی معادل ۸/۸ درصد در سال بوده است (شرکت مادر تخصصی توانیر، ۱۳۸۲). با توجه به تغییرات مصرف انرژی الکتریکی در طول ساعات شبانه روز و فصول مختلف سال طبیعی است تولید به تبعیت از مصرف تغییر پیدا می‌کند و با توجه به سطح ولتاژ ثابت در بخش‌های مختلف سیستم برق رسانی و مقاومت فیزیکی به نسبت ثابت هادی‌ها در سیستم، تنها راه برای تامین تقاضای انرژی الکتریکی در طول مدت شبانه روز تغییر جریان برق خواهد بود که بدیهی است در زمان اوج بار به حداکثر خود خواهد رسید. نکته مهمی که باید مورد توجه قرار گیرد، آن است که ایجاد گرما در طول خطوط انتقال و توزیع انرژی الکتریکی و یا تلفات ژولی با مجذور جریان انرژی نسبت مستقیم دارد و اگر جریان عبوری از یک هادی دو برابر شود تلفات ژولی چهار برابر خواهد شد و این یکی از شناخته شده‌ترین انواع تلفات انرژی الکتریکی در

۴ - یک تراواتساعت (TWh) برابر ۱۰۹ کیلو واتساعت است.

یک سیستم برق رسانی است^۱.

بنابراین افزایش تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت با نرخی به تقریب معادل ۹ درصد در سال و پیامد آن نیاز به حجم عظیم سرمایه‌گذاری برای افزایش ظرفیت نیروگاه‌ها به صورت سالیانه بالغ بر ۲۵۰۰۰ تا ۳۰۰۰۰ میلیارد ریال از یک سو و مشکلات فیزیکی مدیریت مصرف انرژی الکتریکی در این بخش از سوی دیگر ضرورت برنامه‌ریزی و پیش‌بینی دقیق تقاضا را اجتناب‌ناپذیر ساخته است. در این مقاله سعی بر آن است تا با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و ساز و کار تصحیح خطا (ECM)، به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی الکتریکی، در بخش صنعت کشور طی دوره ۸۱-۱۳۴۶ و تحلیل کشش‌های قیمتی و درامدی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلند مدت پرداخته شود.

براین اساس در بخش دوم مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی، در بخش صنعت خواهد شد. سپس به مبانی نظری مدل تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت می‌پردازیم. توضیحی مختصر درباره روش ARDL و سازو کار تصحیح خطا (ECM) و بررسی پایایی و ناپایایی متغیرها به ترتیب بخش‌های چهارم و پنجم را تشکیل خواهد داد. بخش ششم به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت اختصاص داشته و بخش پایانی به نتیجه گیری و ارائه پیشنهاداتی در زمینه کنترل مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور می‌پردازد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت

در دهه‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای درباره تقاضای انرژی الکتریکی در

1- Scheweppe et al., (1988).

بخش‌های خانگی، تجاری و صنعتی و مربوط به کشورهای مختلف صورت گرفته است. برخی مطالعات فقط توجه خود را به تقاضای انرژی الکتریکی در بخش خانگی معطوف داشته‌اند، و برخی دیگر به تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت محدود شده است. تعدادی نیز علاوه بر بخش‌های خانگی و صنعتی، سایر بخش‌های اقتصادی از جمله بخش‌های کشاورزی و تجاری را نیز مطالعه کرده‌اند. تیلور (۱۹۷۵)^۱ نیز در بخش سوم مقاله خود با عنوان تقاضا برای انرژی الکتریکی، به نقد و بررسی سایر مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های مختلف مصرفی پرداخته، که از آن جمله می‌توان به مطالعه هوتکر، فیشر و کیزن، باکستر و ریس و... اشاره کرد. این امر به دلیل خصوصیات خاص این حامل انرژی همانند غیرقابل ذخیره بودن آن است. بنابراین این قست به بررسی سایر مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت (در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی) می‌پردازد.

۲-۱ مطالعات خارجی

شاید بتوان مطالعه آندرسون (۱۹۷۱)^۲ را به عنوان نخستین مطالعه در زمینه تقاضای انرژی در دو بخش خانگی و صنعتی آمریکا دانست. آندرسون در پژوهش خویش تقاضای انرژی الکتریکی را طی دوره (۱۹۶۳-۱۹۵۸) بررسی کرده و نتایج نشان می‌دهد که انرژی الکتریکی با کک جانشین و با نفت و زغال سنگ مکمل است، همچنین تقاضای انرژی الکتریکی در آمریکا بستگی زیادی به قیمت آن دارد.

توماس و مک ران (۱۹۸۲)^۳ به بررسی عوامل تعیین کننده تقاضای انرژی

1-Taylor (1975).

2-Anderson (1971).

3-Thomos & Macherron (1982).

الکتریکی در بخش صنعت برای انگلستان پرداختند. آنها متوجه شدند که رشد ۴۰ درصدی تقاضا برای انرژی الکتریکی در بخش صنعت انگلستان، در دوره ۱۹۸۰-۱۹۵۹ به طور غیرمستقیم به رشد تولیدات بخش صنعت مربوط بوده است، اما عواملی مانند تعدیل در ساختار صنایع، تغییرات فنی و ... نیز می‌تواند در رشد تقاضا مؤثر باشد.

در مطالعه ای دیگر هان کین سون و ریس (۱۹۸۳)^۱ به بررسی عوامل تعیین کننده تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور انگلستان طی دوره ۱۹۸۰-۱۹۵۵ پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه نشان دهنده این است که بنا به ماهیت تولیدات صنعتی، بعضی صنایع نسبت به صنایع دیگر، مصرف انرژی الکتریکی بیشتری دارند.

باندارانایکه و موناسینگ (۱۹۸۳)^۲ در پژوهش خود با عنوان تقاضا برای خدمات انرژی الکتریکی و کیفیت عرضه، به بررسی اثر کیفیت عرضه، روی تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های خانگی، تجاری و صنعتی پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۷۷-۱۹۶۸ در کاستاریکا استفاده شده است. آنها با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)^۳ به برآورد شاخص‌های مدل پرداخته و نتایج بیان‌گر آن است که کیفیت عرضه انرژی الکتریکی به عنوان یک متغیر مجازی می‌تواند به اندازه سایر متغیرها مثل قیمت سوخت‌های جایگزین، قیمت انرژی الکتریکی و ... روی مقدار تقاضای انرژی الکتریکی در هر بخش مؤثر باشد.

اوبگو (۱۹۸۵)^۴ در مطالعه خود نتایج حاصل از بررسی تابع تقاضای انرژی الکتریکی در کشور نیجریه را ارائه می‌دهد. وی مصرف‌کنندگان انرژی الکتریکی را

1- Honkinson & Rhys (1983).

2-Bandaranaike & Munasinghe (1983).

3- Ordinary Least Squares (OLS).

4- Ubogu (1985).

به سه گروه، مصرف‌کنندگان خانگی، تجاری و صنعتی تقسیم می‌کند و چنین نتیجه می‌گیرد که میزان مصرف انرژی الکتریکی در دوره قبل (t-1) و میزان شهرنشینی، اصلی‌ترین متغیرهای توضیحی در بخش صنعت است و همچنین درآمد و میزان تولیدات صنعتی، اثری بر تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت ندارد.

گودی (۱۹۸۵)^۱ با استفاده از روش تعدیلات جزئی^۲ به بررسی تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت پرداخته است. مطالعه گودی براساس اطلاعات به‌دست آمده بین سال‌های ۱۹۸۱-۱۹۹۶ در بخش صنعت نیویورک صورت گرفته است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که بیشتر ضرائب برآورده شده در مدل، از نظر آماری معنی دارند، همچنین پیش‌بینی تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت به متغیرهایی مانند قیمت انرژی الکتریکی، رشد تولیدات در بخش صنعت، قیمت سوخت‌های جایگزین و ... بستگی دارد.

بدری (۱۹۹۲)^۳ در مقاله خود به بررسی تابع تقاضای انرژی الکتریکی در سه بخش خانگی، تجاری و صنعتی در کشور آمریکا پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که کشش‌های قیمتی محاسبه شده برای بخش تجاری بزرگتر از یک و برای بخش‌های خانگی و صنعتی کوچکتر از یک می‌باشد.

کومر بوس و شوکلا (۱۹۹۹)^۴ در مقاله خود به بررسی رابطه اقتصادی بین میزان مصرف انرژی الکتریکی و متغیرهایی مانند درآمد و قیمت انرژی الکتریکی پرداخته‌اند. آنها مصرف‌کنندگان انرژی الکتریکی را به ۵ گروه خانگی، تجاری، کشاورزی، صنایع کوچک و متوسط و صنایع بزرگ تقسیم کرده‌اند و سپس کشش‌های قیمتی و درآمدی را در سطح ملی برای این ۵ گروه مصرف‌کننده، به

1- Gowdy (1985).

2- Partial adjustment model.

3- Badri (1992).

4- Kumer Bose & Shukla (1999).

وسیله ادغام اطلاعات نوزده ایالت در هند، طی ۹ سال (۱۹۹۳/۹۴-۱۹۸۵/۸) محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کشش درآمدی در بخش تجاری و صنایع بزرگ، بزرگتر از یک و در بخش‌های مسکونی، کشاورزی و صنایع کوچک و متوسط کوچکتر از یک است. همچنین کشش قیمتی تقاضای کوتاه مدت، ۱/۳۵- در بخش کشاورزی، ۰/۶۵- در بخش مسکونی، ۰/۴۵- در صنایع بزرگ، ۰/۲۶- در بخش تجاری و در صنایع کوچک و متوسط بسیار ناچیز است.

بین استاک، گلدین و نابوت (۱۹۹۹)^۱ با استفاده از آمار و اطلاعات فصلی برای سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۹۷۳ به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در دو بخش خانگی و صنعتی اسرائیل پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که شاخص‌های برآورد شده نسبت به روش‌های به کارگرفته شده (مدل رگرسیون دینامیک^۲، روش OLS، روش حداکثر درست‌نمایی^۳) حساس‌اند. همچنین کشش‌های محاسبه شده در هر سه روش مشابهند و تنها در روش OLS کشش قیمتی تقاضا، نسبت به سایر روش‌ها به طور قابل ملاحظه‌ای پایین‌تر است.

بی‌جورنر، توگه‌بای و جن‌سن (۲۰۰۱)^۴ در پژوهش خود تقاضای انرژی الکتریکی ۲۹۴۹ شرکت صنعتی در کشور دانمارک را بین سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۸۳ بررسی کرده‌اند. روش Panel Data تکنیک برآورد به کارگرفته شده در این مطالعه است و نتایج حاصل حاکی از آن است که ویژگی شرکت‌های صنعتی مختلف از جمله اندازه، نوع و همچنین شدت انرژی الکتریکی مورد استفاده در تولید، می‌تواند کشش‌های تولیدی و قیمتی را تحت تأثیر قرار دهند.

مرشن و پورتر (۲۰۰۴)^۵ با استفاده از دو روش تعدیلات جزئی و معادلات

1- Beenstock & Goldin & Nabot (1999) .

2- Dynamic Regression Model.

3- Maximum Likelihood (ML) .

4- Bjorner , Togeby & Jensen (2001).

5-Kmerschen & Porter (2004) .

همزمان^۱ به بررسی و برآورد تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های صنعتی و خانگی پرداختند. مطالعه مرشن و پورتر براساس آمار سال‌های ۹۸-۱۹۷۳ در بخش‌های صنعتی و خانگی آمریکا صورت گرفته و نتایج حاکی از آن است که کشش قیمتی تقاضا در بخش صنعت در مقایسه با بخش خانگی کوچکتر است همچنین سرد شدن یا گرم شدن هوا تأثیری بر مقدار تقاضا در بخش صنعت ندارد.

۲-۲ مطالعات داخلی

توکل و خندانی (۱۳۶۳) در پژوهش خود به بررسی و برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های خانگی، تجاری، کشاورزی و صنعتی پرداخته‌اند. در این مطالعه اطلاعات آماری استان اصفهان برای سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۵۰ مورد استفاده قرار گرفته است و تکنیک برآورد، روش حداقل مربعات معمولی (OLS) است. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت به متغیرهایی مانند قیمت انرژی الکتریکی، شاخص تولیدات صنعتی و قیمت سوخت‌های جانشین بستگی دارد. به طوری که با افزایش قیمت انرژی الکتریکی، مصرف آن در بخش صنعت کاهش پیدا می‌کند و با افزایش قیمت سوخت‌های جانشین و شاخص تولیدات صنعت، مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت افزایش می‌یابد.

دنیوی (۱۳۶۷) به بررسی و برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور (در قالب پایان‌نامه کارشناسی ارشد) پرداخته است. در این تحقیق اطلاعات آماری سال‌های ۶۵-۱۳۴۶ استفاده شده. نتایج حاصل نشان دهنده آن است که کشش قیمتی برای بخش صنعت برابر $0/76-$ است و تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت به متغیرهایی مانند قیمت انرژی الکتریکی، ارزش

1- Partial adjustment model .

افزوده بخش صنعت و قیمت سوخت‌های جایگزین بستگی دارد. صفاری پوراصفهانی (۱۳۷۶) به منظور بررسی و پیش‌بینی تقاضای انرژی الکتریکی در ایران، با استفاده از روش (OLS) در ابتدا به بررسی روند تغییرات مصرف انرژی الکتریکی در بخش‌های عمده مصرف برق (شامل خانگی، تجاری، عمومی، صنعتی و کشاورزی) در سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۴۶ پرداخته است. سپس با بررسی روند تغییرات میزان مصرف کل انرژی الکتریکی بین سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۴۶، ارتباط آن با قیمت واقعی انرژی الکتریکی و محصول ناخالص داخلی را تحلیل کرده است. نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های درآمدی تقاضا در کوتاه مدت و بلند مدت کم است اما با این حال کشش درآمدی تقاضا هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت بزرگتر از کشش قیمتی تقاضاست. تقاضای مشترکین نسبت به تغییرات قیمت انرژی الکتریکی در کوتاه مدت و بلند مدت کم کشش برآورد شده است.

عسکری (۱۳۸۱) به بررسی و برآورد تقاضای انرژی الکتریکی در بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات و تخمین کشش‌های قیمتی و درآمدی آن پرداخته است. در این مطالعه از داده‌های سری‌های زمانی برای سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۵۳ استفاده شده و برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و مدل تصحیح خطا (ECM) انجام شده است. نتایج حاصل، نشان دهنده آن است که متغیرهایی مانند قیمت انرژی الکتریکی، میزان مصرف انرژی الکتریکی در دوره قبل، ارزش افزوده بخش صنعت، قیمت سوخت‌های جان‌شین و کیفیت عرضه انرژی الکتریکی به عنوان یک متغیر مجازی بر تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت اثر دارند. همچنین کشش‌های قیمتی و درآمدی محاسبه شده در کوتاه مدت، کوچکتر از یک و در بلندمدت بزرگتر از یک‌اند. بنابراین می‌توان گفت حامل انرژی الکتریکی در بخش صنعت در کوتاه مدت بی کشش است. با مرور بر مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در زمینه تقاضای انرژی

الکتریکی در بخش صنعت، این نتیجه حاصل شده است که ساختار توابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کمابیش در اکثر مطالعات مشابه یکدیگرند. در تمامی مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه قیمت انرژی الکتریکی در بخش صنعت، قیمت سوخت‌های جایگزین، ارزش افزوده بخش صنعت، مصرف انرژی الکتریکی در دوره قبل و... به عنوان متغیرهای مستقل، بر تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت اثر می‌گذارند. حال با مشخص شدن این متغیرها، در بخش سوم به روش تحقیق و ارائه مدل در یک چارچوب نظری می‌پردازیم.

۳- مبنای نظری و الگوی تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت

تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف تولیدی از جمله بخش صنعت، به منزله یک نهاد، تولید، براساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. برای مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, \dots, E_n, T) \quad (1-3)$$

که در آن M, L, K به ترتیب معرف نهاده‌های سرمایه، کار و مواد اولیه است و E_i نیز i امین نوع انرژی از جمله انرژی الکتریکی است و T نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر مانند تغییرات فناوری است. یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده‌های لازم را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول داشته باشد. با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه، تابع تقاضا برای عوامل تولید به دست می‌آید. اگر تقاضا برای انرژی الکتریکی به عنوان یک عامل تولید، به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$X_{ei} = X_{ei}(P_k, P_l, P_m, P_i, Q, T) \quad (2-3)$$

بنابراین، تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت، در زمان t ، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی (p_i) و دیگر انرژی‌های جایگزین، قیمت نهاده‌های غیرانرژی (P_k, P_l, P_m) و تولید یا ارزش افزوده بخش صنعت (Q) است. در این

مورد ممکن است از عوامل دیگر مثل تغییرات فناوری (T) نیز استفاده شود. یکی از مدل‌های پیشنهادی در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی مدل باندارانایکه و مونااسینگ (۱۹۸۳) است که در آن سعی شده است مدل کاملی برای تقاضای انرژی الکتریکی پیشنهاد شود و مبنای نظری پژوهش حاضر قرار گرفته است. در این مدل با فرض این که یک بنگاه اقتصادی، برق و دیگر عوامل تولید را مصرف کند، تابع تولید وی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q=Q(J,N) \quad (۳-۳)$$

که در آن N بیان‌کننده مقدار انرژی مصرفی، شامل انرژی الکتریکی (E) و انرژی‌های جایگزین دیگر (S) است و J سایر عوامل تولید است. همچنین تابع هزینه بنگاه نیز به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$C = P_J J + P_S S + P_E E \quad (۴-۳)$$

مسئله بهینه‌سازی تولیدکننده، مستلزم حداقل کردن تابع هزینه در سطح معینی از تولید است. بنابراین، با استفاده از تابع لاگرانژ خواهیم داشت:

$$L = P_J J + P_S S + P_E E + \mu(\bar{Q} - Q(J, N(E, S))) \quad (۵-۳)$$

که در اینجا P_e قیمت خدمات انرژی الکتریکی، p_s قیمت خدمات انرژی‌های جایگزین و P_J قیمت سایر نهاده‌های تولید و μ ضریب تابع لاگرانژ است. براساس شرایط مرتبه اول و مشتق‌گیری از تابع مورد نظر خواهیم داشت:

$$\frac{\partial L}{\partial J} = P_J - \mu \left(\frac{\partial Q}{\partial J} \right) = 0 \Rightarrow P_J = \mu \left(\frac{\partial Q}{\partial J} \right) \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left(\frac{\partial Q}{\partial J} \right)}{P_J}$$

$$\frac{\partial L}{\partial E} = P_e - \mu \left(\frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial E} \right) = 0 \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left(\frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial E} \right)}{P_e}$$

$$\frac{\partial L}{\partial S} = P_s - \mu \left(\frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S} \right) = 0 \Rightarrow \frac{1}{\mu} = \frac{\left(\frac{\partial Q}{\partial N} \cdot \frac{\partial N}{\partial S} \right)}{P_s}$$

و در نهایت خواهیم داشت:

$$\frac{\left(\frac{\partial Q}{\partial J}\right)}{P_J} = \frac{\left[\left(\frac{\partial Q}{\partial N}\right) \cdot \left(\frac{\partial N}{\partial S}\right)\right]}{P_S} \quad (۶-۳)$$

$$\frac{\left(\frac{\partial N}{\partial S}\right)}{\left(\frac{\partial N}{\partial E}\right)} = \frac{P_S}{P_e} \quad (۷-۳)$$

حال اگر شکل تابع تولید به صورت کاب داگلاس در نظر گرفته شود:

$$Q = J^{f_1} N^{f_2} \quad (۸-۳)$$

به طوری که در آن $N = \exp(S^{g_1} E^{g_2})$ و f_1, f_2, g_1, g_2 شاخص‌هاست.

حال اگر تابع لاگرانژ، برای حداقل‌سازی هزینه بنگاه دوباره به صورت زیر

بازنویسی شود:

$$L = P_J J + P_S S + P_e E + \mu(\bar{Q} - Q(J, N(E, S))) \quad (۹-۳)$$

$$L = P_J J + P_S S + P_e E + \mu(\bar{Q} - J^{f_1} \exp(f_2 S^{g_1} E^{g_2})) \quad (۱۰-۳)$$

با مشتق‌گیری از رابطه ۱۰-۳ بر حسب مقادیر J, S, E و شاخص μ خواهیم

داشت:

$$\frac{\partial L}{\partial J} = P_J - \mu f_1 J^{f_1-1} e^{f_2 S^{g_1} E^{g_2}} = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial S} = P_S - \mu J^{f_1} f_2 g_1 S^{g_1-1} E^{g_2} e^{f_2 S^{g_1} E^{g_2}} = ,$$

$$\frac{\partial L}{\partial E} = P_e - \mu J^{f_1} f_2 g_2 S^{g_1} E^{g_2-1} e^{f_2 S^{g_1} E^{g_2}} = ,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu} = \bar{Q} - J^{f_1} e^{f_2 S^{g_1} E^{g_2}} = ,$$

با به‌دست آوردن مقادیر E, S و J از روابط بالا و برقراری شرایط بهینه‌سازی،

در نهایت، تابع تقاضا برای انرژی الکتریکی به صورت زیر به دست می آید:

$$E = KP_S^{\gamma_1} p_e^{\gamma_2} p_J^{\gamma_3} \quad (11-3)$$

که در آن $p_J J = V_i$ است که V_i بیان کننده ارزش افزوده بخش صنعت است و مقادیر K ، γ_1 ، γ_2 و γ_3 به ترتیب برابر است با:

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

$$\gamma_1 = \frac{g_1}{g_1 + g_2 - 1}$$

$$\gamma_2 = \frac{1 - g_1}{g_1 + g_2 - 1}$$

$$\gamma_3 = \frac{-1}{g_1 + g_2 - 1}$$

بنابراین در نهایت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت به صورت رابطه زیر به دست می آید .

$$E = KP_S^{\gamma_1} p_e^{\gamma_2} V_i^{\gamma_3} \quad (12-3)$$

در این جا برای برآورد تابع ۱۲-۳ فرض می شود که خدمات انرژی الکتریکی به مقدار انرژی مصرفی (برحسب کیلووات ساعت) و مقدار عرضه آن بستگی دارد. ارتباط عرضه انرژی الکتریکی در هر بخش با مصرف این انرژی در آن بخش (به عنوان یک نهاده تولید)، از راه ارزش خدماتی که به وجود می آورد، مدنظر خواهد بود. هر کیلووات ساعت عرضه انرژی الکتریکی، در هر بخش به اندازه p_e ارزش دارد، و این در حالی است که همان مقدار انرژی الکتریکی به اندازه p_x قیمت بازاری دارد. اگر مقدار ارزش خدمات انرژی الکتریکی در قیمت آن ضرب شود، یعنی $P_e E$ ، در این صورت کل ارزش خدمات آن به دست می آید، که در شرایط بهینه باید با مقدار مصرف انرژی الکتریکی، ضرب در قیمت واقعی آن ($P_e X_{ei}$) برابر باشد، بنابراین می توان نوشت:

$$P_e E = P_x X_{ei} \quad (۱۳-۳)$$

نکته حائز اهمیت آن است که ارزش خدمات ناشی از مصرف انرژی الکتریکی (E) تابعی از میزان مصرف انرژی الکتریکی و کیفیت عرضه آن خواهد بود:

$$E = f(R) \cdot X_{ei} \quad (۱۴-۳)$$

در این صورت می توان در نظر گرفت که مصرف انرژی الکتریکی نیز، تابعی از ارزش خدمات ناشی از آن و کیفیت عرضه انرژی الکتریکی است:

$$X_{ei} = X_{ei}(E, R) \quad (۱۵-۳)$$

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

$$P_e E = P_x X_{ei} = P_x X_{ei}(E, R) \quad (۱۶-۳)$$

که در اینجا اندیس e_i به مفهوم مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت است. بنابراین، ارزش خدمات ناشی از انرژی الکتریکی، تابعی از میزان مصرف انرژی الکتریکی و کیفیت عرضه آن بوده، ولی کیفیت عرضه انرژی الکتریکی با مصرف آن تفاوت‌هایی دارد. زیرا مصرف انرژی الکتریکی بر حسب کیلووات ساعت است، ولی کیفیت عرضه آن، به روش توزیع و تبدیل و یا به عبارت دیگر به فناوری تولید انرژی الکتریکی بستگی دارد. همان طور که در گذشته نیز اشاره شد، ساده‌ترین راه برای نشان دادن رابطه بین خدمات انرژی الکتریکی و کیفیت عرضه آن و مقدار مصرف انرژی الکتریکی، به صورت رابطه ۱۴-۳ درمی آید که در واقع $f(R) = \frac{E}{X_{ei}}$ است.

با بهره‌گیری از رابطه ۱۴-۳ می توان نتیجه گرفت که ارزش خدمات انرژی الکتریکی نیز بستگی به کیفیت عرضه آن دارد، بنابراین می توان نوشت:

$$P_e E = P_x X_{ei} = P_x \left[\frac{E}{f(R)} \right] \quad (۱۷-۳)$$

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

$$P_e = \frac{P_x}{f(R)} \quad (۱۸-۳)$$

با توجه به روابط ۱۲-۳ و ۱۴-۳، برابر قراردادن مقدار E در روابط مذکور، جایگزینی مقدار P_e از رابطه ۱۸-۳ در آن و حل آن براساس X_{ei} خواهیم داشت:

$$X_{ei} = h(R)P_s^{\gamma_1} P_x^{\gamma_2} V_i^{\gamma_3} \quad (۱۹-۳)$$

که در این رابطه $h(R) = K(f(R))^{-1-\gamma_2}$ است.

رابطه ۱۹-۳ در مقایسه با رابطه ۱۲-۳ برحسب متغیرهای واقعی و P_x و X_{ei} ، به جای ارزش خدمات متغیرهای E و P_e قرار گرفته. به تبعیت از مدل باندارانایکه وموناسینگ (۱۹۸۳)، در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی و با توجه به این که در رابطه ۱۹-۳ مقدار $0 < \gamma_2 < 1$ است، برای به دست آوردن سطح زیر منحنی تقاضا و بالای منحنی قیمت (P_x)، فرض بر این است که کشش قیمتی تقاضا (γ_2) متغیر باشد، پس دلیلی ندارد که فرض کنیم γ_2 در اطراف دامنه تغییرات قیمت، ثابت باشد. یک فرض ساده این است که مقدار γ_2 تابعی از p_x و به صورت یک رابطه لگاریتمی در نظر گرفته شود:

$$\gamma_2 = m_1 + m_2 \ln P_x$$

در این حالت، وقتی قیمت انرژی الکتریکی افزایش پیدا کند، γ_2 نیز تغییر خواهد کرد. بنابه این فرض که $m_1 < 0$ و $m_2 < 0$ است، بنابراین γ_2 جدید در رابطه ۱۹-۳ قرار می گیرد و در نتیجه خواهیم داشت:

$$X_{ei} = h(R)P_s^{\gamma_1} P_x^{m_1 + m_2 \ln P_x} V_i^{\gamma_3} \quad (۲۰-۳)$$

تابع ۲۰-۳ تابع تقاضای مطلوب انرژی الکتریکی نامیده می شود، بنابراین، با لگاریتم گیری از دو طرف آن می توان رابطه بالا را به صورت زیر نوشت:

$$\ln X_{ei} = H(R) + \gamma_1 \ln P_s + m_1 \ln P_x + m_2 (\ln P_x)^2 + \gamma_3 \ln V_i \quad (۲۱-۳)$$

که در آن $H(R) = \ln(h(R))$ است.

با در نظر گرفتن این فرض ساده که γ_2 تابعی از P_x باشد و با جایگزینی آن در رابطه ۳-۱۹ و لگاریتم‌گیری از دو طرف آن (که در نهایت منتج به رابطه ۳-۲۱ می‌شود) چنین به نظر می‌رسد که مجذور قیمت انرژی الکتریکی در بخش صنعت نیز می‌تواند در کنار سایر متغیرها، بر مصرف انرژی الکتریکی در این بخش مؤثر باشد، بنابراین چنین استنباط می‌شود که باندارانایکه و مونااسینگ در پی اثبات این موضوع‌اند که در کشورهای در حال توسعه، مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت می‌تواند علاوه بر قیمت انرژی الکتریکی در بخش صنعت، تحت تأثیر مجذور قیمت آن در این بخش نیز قرار گیرد.

برای بسط مدل و به تبعیت از مدل باندارانایکه و مونااسینگ (۱۹۸۳)، از یک الگوی تعدیل جزئی استفاده می‌شود. چون در بلندمدت، مصرف واقعی و مصرف مطلوب انرژی الکتریکی با هم تفاوت دارند، برای بررسی از مدل تعدیل جزئی استفاده می‌شود، که به صورت لگاریتمی تبدیل شده است. در این الگو، همان‌طور که قبل از این نیز اشاره شد، تعادل بلند مدت براساس برابری مقادیر واقعی (X_{ei}) و مطلوب مصرف انرژی الکتریکی (X_{ei}^*) حاصل می‌شود، در نتیجه می‌توان نوشت:

$$\text{Ln}X_{ei,t} - \text{Ln}X_{ei,t-1} = \lambda(\text{Ln}X_{ei,t}^* - \text{Ln}X_{ei,t-1}) \quad (22-3)$$

در این رابطه λ بیان‌گر سرعت تعدیل است. با جایگزینی رابطه ۳-۲۲ در رابطه ۳-۲۱ و حل آن براساس $\text{Ln}X_{ei,t}$ می‌توان نوشت:

$$\text{Ln}X_{ei,t} = \beta_0 H(R) + \beta_1 \text{Ln}P_s + \beta_2 \text{Ln}P_x + \beta_3 (\text{Ln}P_x)^2 + \beta_4 \ln V_i + \beta_5 \text{Ln}X_{ei,t-1} \quad (23-3)$$

که در این رابطه، مقادیر شاخص‌ها برابر است با:

$$H(R) = \text{Ln}h(R)$$

$$\beta_0 = \lambda$$

$$\beta_1 = \lambda\gamma_1$$

$$\beta_2 = \lambda m_1$$

$$\beta_3 = \lambda m_1$$

$$\beta_4 = \lambda\gamma_3$$

$$\beta_5 = (1 - \lambda)$$

در این رابطه به ترتیب:

X_{ei} : تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت،

P_s : قیمت واقعی سوخت‌های جایگزین،

P_x : قیمت واقعی انرژی الکتریکی،

V_i : ارزش افزوده بخش صنعت،

$X_{ei,t-1}$: مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت در دوره قبل،

R : کیفیت عرضه انرژی الکتریکی است.

نظر به اینکه در بخش صنعت، گاز طبیعی به عنوان اصلی‌ترین سوخت جایگزین قلمداد می‌شود می‌توان رابطه بالا را با اندکی تغییر به فرم ساده زیر نوشت:

(۳-۲۴)

$$\ln X_{ei,t} = C + \beta_1 \ln P_{ei} + \beta_2 \ln Png_i + \beta_3 P + \beta_4 \ln V_i + \beta_5 dum_1$$

که در آن:

$X_{ei,t}$: تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت،

P_{ei} : قیمت واقعی انرژی الکتریکی در بخش صنعت،

Png_i : قیمت واقعی گاز طبیعی،

P : مجذور لگاریتم قیمت واقعی انرژی الکتریکی در بخش صنعت به طوری

$$P = (\ln P_{ei})^2$$

V_i : ارزش افزوده بخش صنعت،

dum_1 : متغیر مجازی معرف کیفیت عرضه انرژی الکتریکی خواهد بود.

از آنجا که تکنیک به کار گرفته شده در این تحقیق، تکنیک‌های همجمعی در اقتصاد سنجی و به خصوص روش ARDL است و چون مدل‌های خود توضیح با وقفه‌های توزیعی، مدل‌های تک معادله‌اند که در سمت راست تساوی آن‌ها علاوه بر متغیرهای مستقل، از وقفه‌های تأخیری متغیرهای مستقل و وقفه‌های متغیر

وابسته به عنوان متغیرهای توضیح دهنده متغیر وابسته استفاده می‌شود در نتیجه در رابطه ۲-۲۴ متغیر $\ln X_{ei,t-1}$ حذف شده است. همچنین به جای استفاده از میانگین وزنی قیمت‌های واقعی سوخت‌های جایگزین (P_s) در رابطه ۲-۲۴ قیمت واقعی سوخت‌های جایگزین به تفکیک و به صورت جداگانه آمده است.

نکته قابل ذکر در تابع تقاضای انرژی الکتریکی، حضور متغیر کیفیت عرضه انرژی الکتریکی بوده و مشکل موجود این است که نخست شکل تابعی این متغیر ناشناخته است. دوم این که، ماهیت عرضه انرژی الکتریکی برای مصارف مختلف متفاوت است و این یک مشکل جدی در کمی کردن چنین مفهومی است. راه حل پیشنهادی این است که می‌توان با استفاده از متغیرهای جانشین آن را کمی کرد. یکی از این متغیرها، مقایسه میزان خاموشی انرژی الکتریکی در شبکه، با مقدار عرضه آن است، که در صورت خاموش نشدن ارائه خواهد شد. متغیردیگر، تغییرات میزان ولتاژ انرژی الکتریکی در شبکه است، که با مقدار ولتاژ نرمال مقایسه می‌شود. اما از آن جا که اطلاعات مربوط به میزان خاموشی انرژی الکتریکی به تفکیک بخش‌های مختلف مصرفی موجود نیست و با توجه به این نکته که واکنش بخش‌های مختلف مصرفی نسبت به زمان خاموشی متفاوت خواهد بود و اغلب صنایع در زمان خاموشی از نیروگاه‌های داخلی خود استفاده می‌کنند، بهترین متغیر برای نشان دادن کیفیت عرضه انرژی الکتریکی میزان افت فرکانس است (ابراهیمی، ۱۳۸۳).

همچنین می‌توان با تعریف متغیرهای مجازی که براساس افت فرکانس تعریف می‌شود، در تابع تقاضا برای این منظور استفاده کرد. بنابراین در این پژوهش از افت فرکانس به عنوان یک متغیر کیفی؛ استفاده می‌شود که در رابطه ۳-۲۴ به صورت متغیر مجازی dum_1 معرفی شده است. متغیر مجازی dum_1 به این صورت تعریف می‌شود، که ابتدا اطلاعات و آمار مربوط به افت فرکانس برای سال‌های مورد بررسی (۱۳۸۱-۱۳۴۶) گردآوری و سپس میانگین مربوط به آن

محاسبه می‌شود. سال‌هایی که میزان افت فرکانس کمتر از میانگین محاسبه شده بوده، به عنوان کیفیت مناسب عرضه انرژی الکتریکی، برای آن عدد یک منظور می‌شود و برعکس سال‌هایی که میزان افت فرکانس بیشتر از میانگین محاسبه شده، بوده است به عنوان کیفیت نامناسب عرضه انرژی الکتریکی، برای آن عدد صفر قرار می‌دهند.

۴- روش ARDL

از آنجا که این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی و تکنیک‌های همجمعی در اقتصاد سنجی به خصوص الگوی پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و ساز و کار تصحیح خطا (ECM) به برآورد مدل تقاضای انرژی الکتریکی می‌پردازد. بنابراین در این قسمت به توضیحی مختصر درباره این روش‌ها ارائه می‌شود.

پسران و شین^۱ (۱۹۹۷) ثابت می‌کنند که اگر بردار همجمعی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات بر یک الگوی خود توضیح، با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد، بدست آید، علاوه بر این که برآوردگر حداقل مربعات از توزیع نرمالی برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردارند.

فرم کلی الگوی ARDL (p, q_1, q_2, \dots, q_k) را می‌توان به صورت زیر بیان

کرد:

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{it} + \delta'W_t + \mu_t$$

$$Q(L, P) = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p \quad (1-4)$$

1- Pesaran & Shin (1997).

2- Microfit 4.0 , Pages: 393-395.

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \dots + \beta_{iq_i}L^{q_i} \quad i = 1, 2, \dots, k$$

که در آن:

$$LY_t = Y_{t-1} = L \text{ عمل گر تأخیر زمانی مرتبه اول است به طوری که } LY_t = Y_{t-1}$$

$$Y_t = \text{متغیر وابسته موجود در مدل}$$

$$X_{it} = \text{بردار متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل،}$$

$$K = \text{تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل،}$$

$$(q_1, \dots, q_i) = \text{تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی،}$$

$$P = \text{تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل،}$$

$$W_t = \text{بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدا، متغیرهای فصلی، روند}$$

زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت.

برآورد معادله ۴-۱ با استفاده از نرم افزار Microfit قابل انجام است. این نرم

افزار معادله مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی

مقادیر $P = 0, 1, 2, \dots, m$ و $q_i = 0, 1, 2, \dots, m$ و $i = 1, 2, \dots, K$ یعنی تعداد

$(m+1)^{K+1}$ رگرسیون مختلف تخمین می‌زند. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در

ابتدا توسط پژوهش‌گر تعیین شده و تمام مدل‌ها در دوره یکسان

$(t = m+1, \dots, n)$ برآورد می‌شوند، به این معنی که در الگوی برآوردی به تعداد m

از مشاهدات اولیه هنگام تخمین حذف می‌شود یا به عبارتی به تعداد m درجه

آزادی از دست داده می‌شود. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک

(AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کویین (HQC) یا ضریب تعیین تعدیل

شده \bar{R}^2 به انتخاب وقفه‌های بهینه مدل پرداخته می‌شود.

از میان معیارهای بالا، پسران و شین معیار شوارتز-بیزین (SBC) را برای

تصریح بهینه وقفه‌های مدل پیشنهاد می‌کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن

حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی

کمتری از دست داده شود. در این پژوهش نیز از این معیار برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه استفاده شده است. نرم افزار Microfit براساس ضرایب برآورد شده مربوط به مدل ARDL انتخابی ضمن ارائه نتایج حاصل از آزمون تشخیص^۱، ضرایب بلندمدت و خطای استاندارد جانبی آنها را برآورد می‌کند. علاوه بر این نرم افزار مورد بحث، مدل تصحیح خطای (ECM) مطابق با مدل انتخابی را ارائه می‌کند.

به منظور استخراج مدل تصحیح خطا براساس الگوی $ARDL(\hat{p}, \hat{q}_1, \dots, \hat{q}_k)$ در معادله (۱-۴) متغیرهای $W_t, Y_t, X_{1t}, \dots, X_{kt}$ برحسب مقادیر با وقفه و تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته می‌شود و مدل تصحیح خطا (ECM) به صورت زیر حاصل می‌شود.

$$\Delta Y_t = -\phi(L, \hat{P})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta X_{it} + \delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \phi_j^* \Delta Y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_t-1} \beta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + U_t \quad (۲-۴)$$

مدل تصحیح خطای مزبور به منظور ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها با نوسانات بلندمدت آنها استفاده می‌شود. جمله تصحیح خطا EC_{t-1} همان جمله خطای حاصل از برآورد معادله ۱-۴ است که با یک وقفه زمانی وارد مدل گردیده است.

معادله بالا به روش OLS برآورد شده و با انجام آزمون های لازم، ساختار پویای کوتاه‌مدت مدل مشخص می‌شود. در مدل تصحیح خطای مزبور، ضریب EC_{t-1} نشان دهنده سرعت تعادل به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از عدم تعادل در متغیر وابسته Y_t طی دوره قبل، در دوره

1-Diagnostic Test.

2-Error Correction (EC).

جاری تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از صفر تا ۱- تغییر کند. به طور کلی روش ARDL بریک استراتژی مدل‌سازی دو مرحله‌ای به صورت زیر دلالت دارد:

مرحله اول- ابتدا شاخص مربوط به الگوی بلندمدت را با استفاده از آمار مربوط به سطح متغیرها برآورد می‌کنیم و سپس فرضیه عدم وجود همجمعی را بین متغیرهای الگو آزمون می‌کنیم. به این ترتیب به مجموعه‌ای از متغیرها دست خواهیم یافت که با هم همجمع باشند و در نتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت را ارائه می‌کنند.

مرحله دوم- جمله تصحیح خطا (که همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است) را به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در الگوی ECM استفاده کرد، آن را برآورد می‌کنیم. ضریب ECT سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد.

۵- پایایی و ناپایایی متغیرها

در این مطالعه به منظور بررسی پایایی و وجود ریشه واحد از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده و طول وقفه بهینه براساس معیار شوارتز-بیزین (SBC) انتخاب شده. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست دهیم. اگر قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده (در اینجا کمیت بحرانی در حالت عدم وجود روند، $-2/94$ و در حالت وجود روند، $-3/54$ در سطح اهمیت ۵ درصد است) بزرگتر باشد فرضیه H_0 یا به عبارتی وجود ریشه واحد، رد می‌شود. با توجه به جدول ۱-۵ مشاهده می‌شود که قدر مطلق آماره دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) محاسبه شده برای همه متغیرها، به جز مصرف انرژی الکتریکی، در سطح از قدر مطلق آماره بحرانی کوچک‌تر بوده و بنابراین فرضیه H_0 یا وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. پس همه متغیرها به

جز مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت، در سطح ناپایا هستند اما همان طور که در جدول ۵-۲ نشان داده شده، با یک بار تفاضل‌گیری از متغیرها، آماره دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) مربوط به آنها، از آماره بحرانی بزرگ‌تر شده و پایا بودن متغیرها به اثبات می‌رسد. بنابراین کلیه متغیرهای موجود در مدل، به جز مصرف برق در بخش صنعت، که پایا از درجه صفر $I(0)$ است پایا از درجه یک $[I(1)]$ خواهند بود. شایان ذکر است که، در روش $ARDL$ برخلاف رویکرد VAR چند متغیره یوهانسن هیچ الزامی به پایا بودن تمام متغیرها از درجه یک $[I(1)]$ وجود ندارد، به طوری که متغیرها در معادله هم جمع کننده می‌توانند پایا از درجه صفر $[I(0)]$ نیز باشند.

جدول ۵-۱- نتایج آزمون ADF برای متغیرهای مدل در سطح

با عرض از مبدا و روند		نام متغیر
آماره t دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)	تعداد وقفه	
-۴/۱۴	۱	LX_{ei}
-۱/۷	۰	LP_{ei}
-۰/۸۷	۰	$LPng_i$
-۳/۰۲	۰	P
-۲/۸۴	۱	LV_i

$ADF_{C,5\%} = -۳/۵۴$ (وجود روند)

مأخذ: محاسبات نگارندگان

جدول ۵-۲- نتایج آزمون ADF برای متغیرهای مدل در تفاضل مرتبه اول

با عرض از مبدا و بدون روند		نام متغیر
تعداد وقفه	آماره t دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)	
۰	-۵/۶۴	DLP_{ei}
۰	-۴/۶۹	$DLPng_i$
۱	-۳/۹۵	DP
۰	-۴/۰۸	DLV_i

مآخذ: محاسبات نگارندگان $ADF_{C,5\%} = -۲/۹۵$ (عدم وجود روند)

۶- نتایج تجربی

به منظور مشخص کردن روابط بلندمدت و تحلیل‌های همجمعی از روش تک معادله ای پسران و شین (۱۹۹۷) و پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شده است. در روش $ARDL$ پسران و شین، فرایند برآورد مدل در دوگام انجام می‌شود. گام اول وجود همجمعی، یعنی وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت در میان متغیرهای مدل آزمون می‌شود. در صورت وجود چنین رابطه بلندمدتی، جمله باقیمانده حاصل از آن (حتی اگر برخی از متغیرها غیر ساکن و پایا از درجه یک باشند)، ساکن (پایا از درجه صفر) خواهد بود. در این صورت برآوردهای سازگار و کارامدی را می‌توان از کشش‌های تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت نسبت به متغیرها به دست آورد. در گام دوم با برآورد مجموعه‌ای از کشش یا ضرائب بلندمدت، مدل‌سازی پویایی‌های کوتاه مدت صورت می‌گیرد که دستیابی به رابطه تعادلی بلندمدت مربوطه را تضمین می‌کند. نتایج برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت، به روش $ARDL$ در جدول ۶-۱ ارائه شده است.

چنانچه در جدول ۶-۱ ملاحظه می‌شود، متغیرهای مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت در دوره قبل، قیمت انرژی الکتریکی در بخش صنعت، قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت با وقفه دو و چهار، مجذور قیمت انرژی الکتریکی در

بخش صنعت در دوره قبل و متغیر مجازی dum_1 معرف کیفیت عرضه انرژی الکتریکی از لحاظ آماری معنی دارند. R^2 بالای مدل نیز نشان دهنده این است که ۹۹ درصد تغییرات مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت، توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده شده‌اند. نتایج حاصل از برآورد $ARDL$ در جدول ۱-۶ نشان دهنده وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل، با متغیر مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت است.

جدول ۱-۶- نتایج تخمین تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور به

روش $ARDL$

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
$LX_{ei}(-1)$	۰/۷۷۵	۰/۰۷۷	۱۰/۰۴۷[۰/۰۰۰]
LP_{ei}	۰/۲۵۶	۰/۱۱۲	۲/۲۷۸[۰/۰۳۵]
$LP_{ei}(-1)$	-۰/۴۶۷	۰/۱۱۰	-۴/۲۴۰[۰/۰۰۰]
$LP_{ei}(-2)$	۰/۱۶۷	۰/۰۵۰	۳/۳۱۷[۰/۰۰۴]
$LPng_i$	۰/۰۴۸	۰/۰۵۱	۰/۹۳۷[۰/۳۶۱]
$LPng_i(-1)$	۰/۰۶۴	۰/۰۶۱	۱/۰۵۱[۰/۳۰۷]
$LPng_i(-2)$	۰/۱۲۱	۰/۰۵۹	۲/۰۴۰[۰/۰۵۶]
$LPng_i(-3)$	-۰/۰۹۲	۰/۰۶۳	-۱/۴۵۸[۰/۱۶۲]
$LPng_i(-4)$	-۰/۱۷۹	۰/۰۵۰	-۳/۵۷۵[۰/۰۰۲]
LV_i	۰/۱۶۱	۰/۱۲۵	۱/۲۸۰[۰/۲۱۷]
P	-۰/۰۹۳	۰/۰۵۸	-۱/۵۸۶[۰/۱۳۰]
$P(-1)$	۰/۱۶۵	۰/۰۵۳	۳/۰۸۷[۰/۰۰۶]
C	۱/۰۲۲	۰/۲۸۹	۳/۵۳۶[۰/۰۰۲]
dum_1	-۰/۱۱۲	۰/۰۳۳	-۳/۳۷۵[۰/۰۰۳]
$R-Squared$	۰/۹۹		
$DW - Statistic$	۲/۱۸		

ماخذ: محاسبات نگارندگان

جدول ۶-۲- نتایج آزمونهای شناختی

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation ^۱	CHSQ (۱) = ۰/۷۸۹ [۰/۳۷۴]	F(۱,۱۷) = ۰/۴۲۹ [۰/۵۲۱]
B: Functional Form ^۲	CHSQ (۱) = ۰/۷۰۵ [۰/۴۰۱]	F(۱,۱۷) = ۰/۳۸۳ [۰/۵۴۴]
D: Heteroscedasticity ^۳	CHSQ (۱) = ۰/۸۲۹ [۰/۳۶۲]	F(۱,۳۰) = ۰/۷۹۸ [۰/۳۷۹]

مأخذ: محاسبات نگارندگان

همان طور که در جدول ۶-۲ ملاحظه می‌شود، بیان‌گر آزمون ضریب لاگرانژ از همبستگی سریالی باقی مانده‌هاست که دارای توزیع $\chi^2(1)$ و آماره $F(1, 17)$ است، که در اینجا تأیید کننده عدم همبستگی سریالی بین باقی مانده‌هاست. B آزمون رمزی با توزیع $\chi^2(1)$ و آماره $F(1, 17)$ است که فرم تصریح شده مدل را به صورت صحیحی بررسی می‌کند. در اینجا آماره LM نشان دهنده صحت تصریح در مدل است (با توجه به مقدار آماره‌ها) و D بیان‌گر آزمون واریانس ناهمسانی با توزیع $\chi^2(1)$ و آماره $F(1, 30)$ است که نتایج به دست آمده نشان دهنده واریانس همسانی باقی مانده‌هاست. بنابراین براساس نتایج حاصل از آزمون‌های شناختی بالا، اعتبار آماری نتایج تأیید می‌شود.

بنابراین در قسمت بعدی به تحلیل بلندمدت و سپس به تحلیل کوتاه‌مدت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور، از راه ساز و کار تصحیح خطا (ECM) می‌پردازیم.

1- A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation .

2-B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values .

3-D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values .

۶-۱- تحلیل بلند مدت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت به

روش ARDL

در این قسمت به منظور بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرهای تصریح شده در الگوی تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت، از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی زیر استفاده شده است:

$$LX_{eit} = C + \sum_{i=1}^n \beta_i LX_{ei,t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j LP_{ei,t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j LPng_{i,t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j LV_{i,t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j P_{t-j} + \gamma_1 dum_1 \quad (۱-۶)$$

به منظور تعیین تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای مورد استفاده در مدل، با توجه به حجم به نسبت کم نمونه از ضابطه شوارتز- بیزین استفاده شده است. بر این اساس در بهترین مدل انتخابی توسط نرم افزار Microfit 4.0 حداکثر وقفه بهینه ۴ در نظر گرفته شده. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرهای مدل، می‌توان روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت را به دست آورد. ضرایب مربوط به معادله بلندمدت در جدول ۶-۳ ارائه می‌شود.

جدول ۶-۳- نتایج تخمین بلند مدت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت

کشور به روش ARDL

Regressor	C	Lp_{ei}	$Lpng_i$	LV_i	p	dum_1
Coefficient	۴/۵۶۴	-۰/۱۹۶	-۰/۱۶۷	۰/۷۱۹	۰/۳۲۰	-۰/۵۰۲
T - Ratio	(۱/۷۵)	(-۰/۴۴)	(-۰/۸۸)	(۲/۱۹)	(۱/۲۵)	(-۱/۷۱)

مأخذ: محاسبات کامپیوتری نگارندگان

ضرایب برآورد شده ارتباط مثبت و منفی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت را نشان می‌دهد و بیان‌گر تأثیر مثبت یا منفی بر روی مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشورند. همچنین به دلیل این که مدل به کار گرفته شد در این تحقیق، یک مدل لگاریتمی است، ضرائب متغیرها بیانگر کشش‌های قیمتی، درامدی و متقاطع تقاضا هستند.

با توجه به جدول ۶-۳ کشش بلند مدت مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت، نسبت به متغیر قیمت واقعی آن در این بخش معادل ۰/۱۹- است. به این معنی که یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت واقعی انرژی الکتریکی، سبب ۰/۱۹ درصد کاهش (افزایش) در مصرف آن می‌شود. هرچند علامت ضریب برآورد شده برای این متغیر، موافق نظریه‌های اقتصادی بوده، اما به لحاظ آماری معنی‌دار نیست و می‌توان نتیجه گرفت که قیمت انرژی الکتریکی در بخش صنعت، در بلندمدت بر تقاضای آن در این بخش اثر ندارد و بنابراین به منظور صرفه‌جویی در مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت، ناگزیر باید سیاست‌های غیرقیمتی به کار ببریم. همچنین با توجه به این که ضریب متغیر گاز طبیعی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست، می‌توان نتیجه گرفت که قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت، در بلندمدت بر تقاضای انرژی الکتریکی در این بخش اثر ندارد.

ارزش افزوده بخش صنعت یکی دیگر از متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت است، به طوری که یک درصد افزایش (کاهش) در ارزش‌افزوده بخش صنعت ۰/۷۱ درصد افزایش (کاهش) در مصرف انرژی الکتریکی را به دنبال دارد. یکی دیگر از متغیرهای تأثیرگذار بر مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت، متغیر کیفیت عرضه انرژی الکتریکی است که در معادله ۶-۱ به صورت dum_1 معرفی شده. معنی‌دار بودن ضریب این متغیر و علامت آن نشان می‌دهد که کیفیت نامناسب عرضه انرژی الکتریکی باعث کاهش کارایی در بخش صنعت و در نتیجه کاهش مصرف انرژی الکتریکی در این بخش

می‌شود. شایان ذکر است که ضریب متغیر مجذور قیمت انرژی الکتریکی در بخش صنعت (P)، از لحاظ آماری معنی‌دار نیست اما حضور این متغیر در رابطه، به بهتر شدن سایر نتایج کمک می‌کند.

۲-۶- تحلیل کوتاه مدت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت به روش (ECM)

در این قسمت به تحلیل کوتاه مدت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور می‌پردازیم. مدل تصحیح خطای مربوط به تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت، به این صورت است:

$$dLX_{eit} = dC + \alpha_0 dLP_{ei} 1 + \alpha_1 dLPng_i 1 + \alpha_2 dLV_i + \alpha_3 dP + \alpha_4 dDum_1 + \alpha_5 ecm(-1) \quad (2-6)$$

ضرایب مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیان‌گر ارتباط میان متغیر مصرف انرژی الکتریکی در بخش صنعت و متغیرهای مستقل در کوتاه مدت است در جدول ۴-۶ ارائه شده‌اند.

جدول ۴-۶- نتایج برآورد کوتاه مدت تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت

کشور به روش ARDL

Regressor	dC	$dLP_{ei} 1$	$dLPng_i 1$	dLV_i	dP	$dDum_1$	$ecm(-1)$
Coefficient	۱/۲۲۰	-۰/۱۶۷	۰/۱۵۰	۰/۱۶۱	-۰/۰۹۳	-۰/۱۱۲	-۰/۲۲۴
T-Ratio	(۳/۵۳)	(-۳/۳۱)	(۳/۴۸)	(۱/۲۸)	(-۱/۵۸)	(-۳/۳۷)	(-۲/۹۰)
R-Squared	۰/۹۰						

مأخذ: محاسبات نگارندگان

همانگونه که در جدول ۴-۶ ملاحظه می‌شود، ضرائب اکثر متغیرها در

کوتاه‌مدت، همانند بلندمدت معنی‌دارند. تنها تفاوت موجود مربوط به متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی و ارزش افزوده بخش صنعت است که برخلاف مدل بلندمدت، ضریب متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی با یک وقفه (Png_i1) معنی‌دار و ضریب متغیر ارزش افزوده بخش صنعت بی‌معنی است. همچنین یک درصد افزایش (کاهش) در ارزش افزوده بخش صنعت، در کوتاه مدت منجر به ۰/۱۶ درصد افزایش (کاهش) در مصرف انرژی الکتریکی در این بخش می‌شود، البته ضریب این متغیر در کوتاه‌مدت از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. معنادار بودن و علامت ضریب متغیر dum_1 که معرف کیفیت عرضه انرژی الکتریکی خواهد بود، در کوتاه‌مدت بیان‌گر این واقعیت است که کیفیت مناسب عرضه برق منجر به افزایش کارایی در بخش صنعت، می‌شود و در نهایت مصرف بهینه انرژی الکتریکی در بخش صنعت، افزایش می‌یابد و برعکس.

ضریب $ecm(-1)$ در مدل کوتاه‌مدت معادل $-0/22$ - برآورد شده است. این ضریب که از نظر آماری به طور کامل معنی‌دار است، نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. با توجه به مقدار آماره $R^2(0/90)$ متغیرهای توضیحی مدل حدود ۹۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را در کوتاه‌مدت توضیح می‌دهند. علاوه بر این آماره دوربین واتسون ($D.W$) مزبور نشان از عدم وجود خود همبستگی میان جملات اختلال معادله مذکور دارد.

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات

در این پژوهش با استفاده از داده‌های سری‌زمانی و تکنیک‌های همجمعی در اقتصاد سنجی، به خصوص مدل‌های پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و ساز و کار تصحیح خطا (ECM)، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور برآورد شده است. همچنین به منظور بررسی پایایی و وجود ریشه واحد، از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده کردیم و طول وقفه بهینه براساس معیار شوارتز-بیزین (SBC)

انتخاب شده و نتایج حاصل بیان‌گر آن است که کلیه متغیرهای موجود در مدل پایا از درجه یک $[I(1)]$ هستند، به جز مصرف انرژی الکتریکی که پایا از درجه $[I(0)]$ است. همچنین با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل در بلندمدت و معنی‌دار نبودن آماره t مربوط به ضریب متغیر قیمت انرژی الکتریکی، این نتیجه حاصل می‌شود که مصرف در بلندمدت تابعی از قیمت در این بخش نیست. همچنین با توجه به کشش‌های قیمتی محاسبه شده در بلندمدت و کوتاه‌مدت، می‌توان چنین نتیجه گرفت که انرژی الکتریکی در بخش صنعت بی‌کشش است از این رو می‌توان انتظار داشت چنانچه سیاست‌های یارانه‌ای دولت استمرار یابد، با توجه به نتایج کشش‌های قیمتی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت، سیاست‌های قیمتی تأثیر چندانی در مدیریت تقاضای انرژی الکتریکی در این بخش نداشته باشند. به همین دلیل از راه ساز و کار قیمت‌ها، نمی‌توان انگیزه لازم برای صرفه‌جویی در مصرف انرژی و مدیریت سمت تقاضا را ایجاد کرد.

همچنین با توجه به کشش متقاطع تقاضای انرژی الکتریکی، نسبت به متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، می‌توان این چنین نتیجه گرفت که در بلندمدت نمی‌توان رابطه مشخصی را بین دو حامل انرژی الکتریکی و گاز طبیعی نشان داد، در حالی که در کوتاه‌مدت رابطه جانشینی، بین حامل‌های انرژی الکتریکی و گاز طبیعی وجود دارد. بررسی‌های آماری نیز حاکی از آن است که سهم نسبی گاز طبیعی در مقایسه با انرژی الکتریکی، در طی سالهای اخیر به تقریب افزایش یافته است که این خود به نوعی رفتار جانشینی بین این دو حامل انرژی در کوتاه‌مدت را تایید می‌کند (ترازنامه انرژی کشور، ۱۳۸۲). همچنین کشش درآمدی تقاضای انرژی الکتریکی در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب برابر با ۰/۷۱ و ۰/۱۶ است و نشان می‌دهد که یک درصد افزایش (کاهش) ارزش‌افزوده صنعت در بلندمدت به مقدار ۰/۷۱ درصد و در کوتاه‌مدت ۰/۱۶ درصد به افزایش (کاهش) مصرف انرژی الکتریکی در این بخش

منجر می‌شود. بنابراین با توجه به کشش‌های درآمدی محاسبه شده در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که انرژی الکتریکی در بخش صنعت، نهاده‌ای بی‌کشش است و با توجه به برآوردهای مدل ARDL اولیه می‌توان گفت مصرف انرژی الکتریکی در دوره قبل $(X_{ei,t-1})$ ، به عنوان توصیف کننده رفتار و عادات مصرفی صنایع از عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت است. همچنین با توجه به معنادار بودن و علامت ضریب متغیر کیفیت عرضه برق، می‌توان چنین نتیجه گرفت که کیفیت عرضه انرژی الکتریکی نیز می‌تواند در کنار سایر متغیرها بر مصرف آن در بخش صنعت مؤثر باشد. به طوری که کیفیت مناسب عرضه انرژی الکتریکی، باعث مصرف بهینه انرژی الکتریکی و برعکس، کیفیت نامناسب عرضه انرژی الکتریکی (که منظور همان افت فرکانس است)، باعث بروز خسارات اقتصادی به موتورهای صنعتی، سایر ماشین‌افزار و در نهایت خطوط تولید می‌شود و در چنین شرایطی صنایع ناگزیر از به کارگیری نیروگاه‌های داخلی برای تأمین انرژی مورد نیاز خود خواهند بود.

بنابراین با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل و کشش‌های قیمتی محاسبه شده در بلندمدت و کوتاه‌مدت، برای تحلیل دقیق‌تر رفتار مصرف کننده (بخش صنعت) توصیه می‌شود که در تمامی صنایع، به نصب کنتورهای چند تعرفه (که امکان قیمت‌گذاری غیرخطی را میسر می‌کند) اقدام شود (شایان ذکر است که در سال‌های اخیر در اکثر صنایع بزرگ کشور چنین اقدامی صورت گرفته است). همچنین شفاف کردن قیمت حامل‌های انرژی به نوبه خود، می‌تواند تحلیل رفتار مصرف کننده را با ژرفای بیشتری امکان‌پذیر کند. اندازه‌گیری دقیق میزان افت فرکانس، قابلیت اطمینان عرضه انرژی و کیفیت توان به تفکیک صنایع ISIC¹ از دیگر اقداماتی است که پیاده‌سازی سیاست‌های مدیریت سمت تقاضا در بخش صنعت را امکان‌پذیر خواهد کرد.

1 - International Standard Industrial Classification .

فهرست منابع

- ۱- ابراهیمی، اکبر، " مصاحبه حضوری"، عضو هیأت علمی دانشگاه برق و کامپیوتر دانشگاه صنعتی اصفهان، (۱۳۸۳) .
- ۲- توکل، عبدالامیر و خدانی، محمد حسن. (۱۳۶۳) . " روشی برای پیش بینی تقاضای نیرو ". *مجله استقلال* دانشگاه صنعتی اصفهان ، شماره ۴ ، صفحات ۴۵-۵۹ .
- ۳- دفتربرنامه ریزی انرژی. (۱۳۸۲) . *ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۱*، تهران: وزارت نیرو، معاونت امور انرژی.
- ۴- دنیوی، علی. (۱۳۶۷) . " تخمین اقتصاد سنجی توابع تقاضای برق برای بخش های مختلف اقتصادی کشور". *پایان نامه کارشناسی ارشد، مرکز برنامه ریزی سیستم ها، دانشگاه صنعتی اصفهان*.
- ۵- شرکت تصمیم سازان نیرو. (۱۳۸۳). *آمار تفصیلی صنعت برق ایران در سال ۱۳۸۲*، تهران: شرکت مادر تخصصی توانیر.
- ۶- صفاری پور اصفهانی ، مسعود . (۱۳۷۶) . " بررسی و پیش بینی تقاضای برق در ایران". *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۱۳ و ۱۴ ، صفحات ۹۲-۷۵.
- ۷- عسکری ، علی . (۱۳۸۱) . " تخمین تقاضای برق در بخش های صنعت ، کشاورزی و خدمات و برآورد کسش های قیمتی و درآمدی آن ". *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۷۸، صفحات ۴۷-۷۵.
- 8-Anderson, K.P.I.(1971). " Toward Econometric Estimation of Industrial Energy Demand " . *Santamonica , Rand Corporation Report*.
- 9-Badri , M.A.(1992) " Analysis of demand for electricity in the united states " . *Energy*, Volume 17 , Issue 7 , PP : 725 – 733.
- 10-Bandaranaik , R.D and Munasinghe , M. (1983) . " The demand for electricity services and the quality of supply " . *Energy Journal*, Volume 4 , no . 2 , PP : 49 – 71.
- 11-Beenstock , M , Goldin , E and Nabot , D. (1999) . " The demand for electricity in Israel " . *Energy Economics*, Volume 21 , Issue 2 , 1 , PP : 168-183.
- 12-Bjorner , T.B , Togeby , M and Jensen , H.H.(2001). " Industrial Companies ' demand for electricity : evidence from a micropanel . " *Energy Economics*, Volume 23 , Issue 5 , PP : 595 – 617.

- 13-Gowdy , J.M.(1985). "Industrial electricity demand in newyork state ". *Energy*, Volume 10 , Issue 5 , PP : 613 – 679.
- 14-Hankinson, G.A and Rhys, J.M.W.(1983). "Electricity Consamption , Electricity Intensity and Industrial structure" . *Energy Economics*, July , PP: 146 – 152.
- 15-Kmershen, D.R and Porter, D.V.(2004). "The demand for residential, industrial and total electricity , 1973 – 1998 ". *Energy Economics*, Volume 26 , Issue 1 , PP:87-100.
- 16-Kumar Bose , R and Shukla , M . (1999). "Elasticities of electricity demand in India " . *Energy policy*, Volume 27 , Issue 3 , PP: 137 – 146.
- 17-Pesaran , M.H and Pesaran , B. (1997) . "Working with Microfit 4-0: Interactive Econometric Analysis" . *oxford university press* .
- 18-Pesaran , M.H and Shin , Y. (1997). "An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis". *Department of Applied Economic* , University of Cambridge , England.
- 19-Schweppe, F.C., M.C. Caramanis, R.D. Tabors, and R. E. Bohn (1988), *Spot Pricing of Electricity*, Kluwer Academic Publishers.
- 20-Taylor,L.D.(1975)."The Demand for Electricity:A Survey".*The Bell Journal of Economics*,Vol. 6, No. 1,PP:74-110.
- 21-Thomos, s and Mackerron, G. (1982). "Industrial electricity Consumption in the UK : Past determinants and possible futures" . *Energy policy*, Volume 10 , Issue 4 , PP : 275 – 294.
- 22-Ubogu , R.E.(1985). "Demand for electricity in Nigeria: Some empirical findings " . *Socio – Economic Planning sciences*, Volume 19, Issue 5, PP: 331-337.