فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۱، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۱۶۳- ۱۳۷

برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر شوک‌های قیمتی برق بر تقاضای برق مسکونی و تجاری اهواز به روش ARDL

سید عزیز آرمن و سید امین منصوری *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۸/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۱

چکیده:

هدف اصلی در این تحقیق بررسی و برآورد واکنش تقاضای برق مسکونی و تجاری نسبت به شوک‌های قیمتی برق، در شهر اهواز براساس روش هم‌جمعی ARDL در دوره زمانی سالانه ۱۳۹۱-۱۳۷۰ است. به‌منظور بررسی تأثیر شوک‌های قیمت برق از پالایه هودریک- پرسکات (۱۹۸۰)، استفاده شده است. نتایج برآورد تابع تقاضا نشان داد که در اهواز، برق برای مصرف‌کنندگان مسکونی و تجاری کالایی با کشش محسوب می‌شود. همچنین مقایسه کشش‌های قیمتی مسکونی و تجاری نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان بخش مسکونی به قیمت‌های شوک برق و مصرف‌کنندگان بخش تجاری به روند قیمت برق واکنش بیشتری نشان می‌دهند. به‌عبارتی‌دیگر سیاست‌هایی همچون هدفمندسازی یارانه‌ها بر بخش مسکونی تأثیر بیشتری داشته است. بررسی تأثیر دمای هوا نیز نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در مناطق مسکونی و تجاری اهواز به‌شدت افزایش داشته است. بررسی ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی و انطباق مصرف‌کنندگان مسکونی نسبت به تجاری در اهواز بیشتر است.

طبقه‌بندی JEL: C51 ،C22 ،X01 ،L92 ،L91 ، H2 ،E26

واژه‌های کلیدی: *تقاضای برق، شوک، ARDL، مسکونی، تجاری، اهواز*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* به ترتیب، دانشیار و استادیار اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز. (saarman2@yahoo.com)

۱- مقدمه

انرژی‌های تجدید ناپذیر از منابع پایان‌پذیر هستند و مدیریت اقتصادی مناسب آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا علاوه بر اینکه انرژی یک کالای نهایی است، بخشی از هزینه‌های تولید کالاها و خدمات در بخش‌های مختلف اقتصادی، هزینه‌های به‌کارگیری انواع انرژی است. یکی از ابزارهای لازم درزمینه‌ی مدیریت انرژی، قیمت‌گذاری بهینه انرژی و تشویق به صرفه‌جویی در مصرف انرژی با اعمال سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی است. اعمال سیاست‌های مناسب نیاز ضروری به بررسی و شناخت رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان در بخش‌های مختلف دارد که یکی از روش‌های اصلی این بررسی برآورد تابع تقاضای انرژی است. کشور ایران به‌عنوان یک کشور رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده، وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی، یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود. رشد سریع جمعیت و افزایش روزافزون مصرف انرژی ایجاب می‌کند که تقاضا برای انرژی موردنیاز به‌درستی شناخته شود؛ زیرا با شناخت تقاضا، علاوه بر آن که مطالعه ساختار تقاضا و آگاهی هر چه دقیق‌تر الگوی مصرف امکان‌پذیر می‌شود، به سهولت می‌توان با طراحی شقوق متفاوت در رابطه با روند تغییرات در متغیرهای اقتصادی و اجتماعی در آینده میزان نیاز به آن کالا را به‌طور کمی مشخص نمود. به‌علاوه، برآورد تقاضا در امر شناخت ارجحیت‌های مصرفی، تعیین سیاست‌ها و خط مشی‌های مربوط به مصرف و بالاخره امر برنامه ریزی از اهمیت ویژه برخوردار است (عزیزی و ترکمانی، ۱۳۸۰). بر این اساس این پرسش مطرح می شود که آیا رفتار عکس العملی خانوارها با بنگاه‌های تجاری، در برخورد با افزایش قیمت برق یکسان است؟ نحوه‌ی عکس العمل و اندازه‌ی آن در این دو گروه چقدر می تواند باشد؟ آیا در کوتاه مدت و بلندمدت این عکس العمل ثابت می‌ماند و یا نحوه ی برخورد در بلندمدت متفاوت است؟ شهر اهواز به عنوان نماینده ی یک شهر گرمسیر چگونه واکنشی را از خود نشان می‌دهد؟

با این حال مطالعات فراوان برای اندازه‌گیری تابع تقاضا در یک قرن گذشته نشان از اهمیت این مهم در اقتصاد کشورها دارد، امّا باوجود مشکلات فراوان درزمینه‌ی برآورد تقاضا در کشور مانند کمبود آمار و دقت کم در آمار ارائه شده در ایران مطالعات تقاضای برق در شهرستان‌ها از اهمیت خاص برخوردار نبوده است. شهر اهواز به دلیل موقعیت ویژه ی آب و هوایی یکی از گرم ترین شهرهای جهان محسوب می‌شود.

برای این منظور در این تحقیق به بررسی و برآورد واکنش تقاضای برق مسکونی و تجاری نسبت به شوک‌های قیمتی برق، در شهر اهواز براساس روش هم‌جمعی *ARDL* در دوره زمانی سالانه ۱۳۹۱-۱۳۷۰ پرداخته شده است. به‌منظور بررسی تأثیر شوک‌های قیمت برق از پالایه هودریک- پرسکات[1] (۱۹۸۰)، استفاده شده است.

۲- مبانی نظری

مدل‌های مبتنی بر اقتصاد خرد، براساس مبانی نظری رفتارهای مصرف‌کننده بنا شده‌اند. این مدل‌ها شکل دستگاهی توابع تقاضاست و درواقع به مسئله تخصیص کل بودجه مصرف‌کننده به یک مجموعه از کالاهای مختلف مربوط می‌شوند و از طریق حداکثر کردن تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه مصرف‌کننده به دست می‌آیند. مدل‌های تخصیصی و بهینه یابی مطلوبیت، نه‌تنها برای تقاضای مصرف‌کننده بلکه برای موارد متعددی از قبیل تقاضا برای نهاده‌های تولیدی، تخصیص تقاضای واردات، توزیع سبد دارایی سرمایه‌گذاری و توزیع مساحت زمین‌های کشاورزی بین محصولات مختلف و تقاضای انرژی فرمول‌بندی شده است. در همه این مدل‌ها، بحث اصلی پی بردن به چگونگی رسیدن تابع هدف براساس یک سری متغیرهای مربوطه به نقطه بهینه که ممکن است مقید یا نامقید باشد، است (محمد زاده، ۱۳۸۳). تابع تقاضا از طریق این مسئله‌ی بهینه‌سازی مقید استنتاج می‌شود. درصورتی‌که تابع مطلوبیت به‌عنوان تابع هدف، مشروط بر محدودیت بودجه حداکثر شود، تابعی به دست می‌آید که به آن تابع تقاضای معمولی یا مارشالی گفته می‌شود. به عبارت ریاضی داریم:

$$\max u = f(q_1,...,q_n)$$
$$s.t: \sum_{i=1}^{n} p_i q_i = I \qquad (1)$$

که در آن qi مقدار محصول (یا کالای) iام، Pi قیمت محصول (یا کالای) iام بوده و I وu نیز به ترتیب بیانگر کل درآمد و مطلوبیت هستند (هندرسون، کوانت، ۱۳۸۱، ص ۶۴):

[1] Hodrick, R. and Prescott

$$q_i = q_i\left(P_1, P_2, \cdots, P_n, I, e\right) \quad (۲)$$

که در آن q_iها مقادیر مصرف‌شده کالاها به‌عنوان متغیر درون‌زا تابعی از قیمت کالاها (p_i)، متغیر درآمد (I) و سایر متغیرها (e) است. لذا طبق تعریف، تابع تقاضا عبارت است از مقادیر مختلف کالاها و خدماتی که فرد در مقطع معین، به فرض ثابت بودن سایر عوامل، مایل به خرید آن است. این تابع نشان‌دهنده مقدار کالایی است که با توجه به قیمت‌های مختلف آن کالا و درآمد شخص خریده می‌شود. با فرض ثابت بودن قیمت کالاهای مرتبط، درآمد و سلیقه مصرف‌کنندگان، قانون تقاضا به این معنی است که مقدار تقاضا برای یک کالا تابعی نزولی از قیمت آن کالا است (هندرسون، کوانت، ۱۳۸۱، صص ۳۵-۳۲). بر این اساس میزان کالایی که مصرف‌کنندگان براساس سلیقه و ترجیحات خود حاضرند از کالای X از بازار خریداری کنند به چند عامل بستگی دارند که عبارت‌اند از: قیمت کالا (P_x)، تعداد مصرف‌کنندگان (n)، درآمد مصرف‌کنندگان (I)، قیمت کالای وابسته (p_n) و حدود کالاها و خدمات در دسترس مصرف‌کنندگان (R) و سایر متغیرهای تأثیرگذار نظیر انتظارات، شرایط جوی، جنگ، بحران‌های اقتصادی و ...؛ لذا فرم کلی تابع تقاضا را می‌توان به‌صورت معادله زیر نوشت:

$$q_x = q_x\left(P_x, P_n, I, N, R, \ldots\right) \quad (۳)$$

در کارهای تجربی خاص به دلیل مشکلات ممکن در تهیه‌ی آمار و انتخاب مناسب تابع مطلوبیت، استخراج تابع تقاضا با استفاده از تابع مطلوبیت با مشکلات و پیچیدگی‌هایی همراه است. ازاین‌رو، معمولاً از توابع تقاضای رگرسیونی خطی در حالت‌های غیر دستگاهی یا منفرد استفاده می‌شود. برای تصریح یک تابع تقاضای کالای خاص، براساس مبانی نظری، رابطه تبعی میان تقاضای آن کالا با قیمتش و قیمت یک یا چند کالای مکمل و جانشین، درآمد و سایر عوامل مؤثر تعریف می‌شود و سپس این تابع برآورد می‌گردد. به لحاظ تجربی، می‌توان تابع تقاضای منفرد را در صورت‌های گوناگون خطی، نمایی و لگاریتمی تصریح کرد. در بین این معادلات، مدل لگاریتمی به لحاظ برآورد مستقیم کشش قیمتی و درآمدی از کاربرد بیشتری برخوردار است، زیرا ضریب تخمین زده شده کشش تقاضا را اندازه‌گیری می‌کنند (باقری، ۱۳۸۰، صص ۱۹- ۱۸). همچنین انعطاف‌پذیری این نوع مدل‌ها زیاد است و

به‌راحتی می‌توان متغیرهای مربوط را وارد مدل و متغیرهای زائد را از مدل حذف کرد (بهمرام، ۱۳۸۳، صص۸۹- ۸۸).

۳- پیشینه مطالعات پژوهش

حسینی نژادیان کوشکی (۱۳۷۲) تابع تقاضای برق خانگی را برای دو منطقه غربی و مرکزی و تلفیقی دو منطقه، در شهر اصفهان به دست آورد. در مدل‌های تخمینی میزان مصرف برق تابعی از قیمت متوسط برق، بودجه خانوار و مساحت زیربنا به مترمربع است. در هر سه مدل برآورد شده میزان مصرف برق نسبت قیمت برق و درآمد خانوار بی‌کشش است. مصلی پور (۱۳۷۶) عوامل مؤثر بر تقاضای برق در استان خراسان را قیمت واقعی برق، جمعیت کل استان، هزینه‌های مصرفی خانوارها می‌داند. در مدل تخمینی کشش قیمتی و درآمدی از واحد کوچک‌تر بوده‌اند که بیانگر بی‌کشش بودن کالای برق نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت است. هادیان (۱۳۷۶) تابع تقاضای برق خانگی در استان همدان را تابعی از قیمت متوسط واقعی برق، کل هزینه‌های خوراکی و تعداد خانوار می‌داند. دوره مطالعه وی ۱۳۵۳-۱۳۷۳ و روش تخمین OLS است. نتایج حاکی از بی‌کشش بودن تقاضا نسبت به قیمت در کوتاه‌مدت و کشش‌پذیر بودن نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت و نسبت به قیمت در بلندمدت است. توکلی و بحرینی (۱۳۷۷) تقاضای برق در استان اصفهان را برآورد نموده‌اند. دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۶۲ است و اطلاعات آماری آنان تلفیقی از سری زمانی و مقطع عرضی طی دوره یاد شده است. روش مورد استفاده روش حداقل مربعات عمومی (GLS) است. نتایج نشان‌دهنده بی‌کشش بودن تابع تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت برق و درآمد خانوار است. همچنین کشش درآمدی تقاضای برق از کشش قیمتی آن بزرگ‌تر است. زمانی (۱۳۷۷) تقاضای برق خانگی در استان لرستان را با توجه به داده‌های مربوط به سری زمانی ۱۳۵۶- ۱۳۷۵ و با به‌کارگیری روش OLS تخمین زده است. ولی میزان تقاضای سرانه برق خانگی را تابعی از قیمت متوسط برق، نسبت سهم مصرف فرآورده‌های نفتی به سهم مصرف برق، درآمد خانوار و مصرف سرانه برق با یک دوره تأخیر به دست آورده است. نتایج نشان می‌دهد تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت و درآمد بی‌کشش است. عسکری (۱۳۷۸)، به بررسی و تخمین تابع تقاضای برق در بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات در دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۵۳ و از روش OLS و ECM و به‌صورت تک معادله‌ای پرداخته

است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی تقاضا برای تمامی بخش‌ها کوچک‌تر از یک شده است و از بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات بخش کشاورزی از حساسیت کمتری برخوردار بوده است. کشش درآمدی نشان می‌دهد که برق در بخش صنعت و خدمات کالایی ضروری محسوب می‌شود ولی در بخش کشاورزی بزرگ‌تر از یک بوده و کالایی لوکس محسوب می‌گردد. همچنین در این تحقیق مشخص گردیده است که کیفیت خدمات برقی در مصرف برق تأثیر زیادی داشته است. عسکری (۱۳۷۹) تقاضای برق در بخش خانگی را تابعی از قیمت برق خانگی، قیمت واقعی سوخت‌های جایگزین، مجذور قیمت واقعی برق، کل هزینه‌های واقعی خانوار و مصرف برق خانگی در دوره قبل لحاظ نموده و با استفاده از روش GLS و داده‌های تلفیقی ۱۶ شرکت برق منطقه‌ای در طول ۵ سال (۱۳۷۴-۱۳۷۸) مطالعه خود را انجام داده است. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای برق ازنظر قیمتی کشش‌پذیر ولی ازنظر درآمدی بی‌کشش است. در این تحقیق از خوزستان به‌عنوان یکی از استان‌های دارای کشش قیمتی بالا ۱/۰۲ نام‌برده شده است. درمجموع استان‌های گرمسیر دارای کشش قیمتی بالاتری هستند. نکته قابل‌توجه در این مقاله استفاده از متغیر کیفیت برق به‌عنوان متغیر توضیحی است که به دلیل ناشناخته بودن شکل تابعی آن از متغیری که از مقایسه میزان خاموشی برق در شبکه با مقدار برقی که در صورت خاموش نشدن عرضه می‌شد به دست می‌آید. درواقع نرخ خاموشی، به‌عنوان یک متغیر برای این منظور استفاده شده است. امینی فرد و استدلال (۱۳۸۱)، در مطالعه خود پس از تشخیص رابطه تقاضای برق مسکونی با متغیرهای قیمت متوسط برق، درآمد قابل‌تصرف، قیمت گاز مایع، تعداد مشترکین برق مسکونی و شاخص‌های درجه گرما و دمای هوا، این رابطه را با استفاده از اطلاعات سری زمانی برای دوره ۱۳۷۹-۱۳۴۶ برآورد نموده است. جهت برآورد از روش هم‌گرایی یوهانسون- یوسیلیوس مورد مطالعه و مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت نشان می‌دهد که در بلندمدت کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضا کوچک‌تر از واحد و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضا بیشتر از واحد است. لطفعلی پور و لطفی (۱۳۸۳) به برآورد تابع تقاضای برق مسکونی در استان خراسان در دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۵۵ پرداختند. بر این اساس با استفاده از اطلاعات موجود و از طریق الگوی تک معادله‌ای از نوع لگاریتم خطی با استفاده از روش OLS تابع تقاضای برق را مورد برآورد قراردادند. متغیرهای مصرف

سرانه برق استان (کیلووات ساعت)، متوسط قیمت برق مسکونی در استان (ریال به ازای هر کیلووات ساعت)، متوسط هزینه خانوار استان، قیمت نفت سفید، قیمت گاز طبیعی در برآورد مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کشش قیمتی برق یک کالای کم کشش است و لذا تغییرات قیمتی برق تأثیر چندانی بر مصرف برق نداشته است. همچنین کشش متقاطع بین برق و گاز نشان می‌دهد که این کالاها به‌راحتی نمی‌توانند جانشین همدیگر شوند. پور آزرم (۱۳۸۴) در مقاله خود تابع تقاضای برق مسکونی استان خوزستان را با تکیه بر مطالعات خارجی از سال ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۲ و مطالعات داخلی از سال ۱۳۵۶ تا ۱۳۷۹ برآورد کرده است. تابع تقاضای برق مسکونی به‌وسیله روش OLS در کوتاه‌مدت با استفاده از سری‌های زمانی تخمین زده و کشش‌های قیمتی به‌وسیله روش ECM در کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه‌شده است. نتایج حاصل از برازش مدل نشان می‌دهد: کشش‌های قیمتی و درآمدی در بلندمدت ۰/۹۷- و ۱/۲۲ و در کوتاه‌مدت ۰/۲۲- و ۰/۵۴ در کوتاه‌مدت هستند. کشش‌های برآوردی در بلندمدت نشان‌دهنده کشش‌پذیر بودن تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت و درآمد، خصوصاً درآمد است. مشیری و شاهمرادی (۱۳۸۵) در تحقیقی به برآورد تابع تقاضای برق و گاز طبیعی خانوارهای استان تهران و اصفهان مبتنی بر بودجه خانوار در دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۵ پرداختند. الگوی نظری مورد استفاده مبتنی بر فرایند بهینه یابی دومرحله‌ای است. تحلیل و نتایج تجربی با استفاده از سیستم معادلات همزمان در شرایط اثرثابت مورد برازش قرار گرفته است. متغیرهای تحقیق به‌صورت کل درآمد خانوار، مخارج گاز طبیعی، مخارج خانوار برای تمامی سوخت‌ها به‌غیراز گاز، شاخص قیمت کالاها و خدمات شهری، شاخص قیمت اقلام غیر انرژی، شاخص قیمت تمامی حامل‌های انرژی، قیمت برق، قیمت گاز، شاخص قیمت تمامی سوخت‌ها به‌غیراز گاز، سهم گاز طبیعی در مخارج خانوار استفاده گردیده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که گاز طبیعی و برق در سبد مصرفی خانوارهای استان اصفهان و تهران تقریباً بی‌کشش است. کشش درآمدی تقاضای برق و گاز حاکی از ضروری بودن این کالاها در سبد کالایی این خانوارها دارد. صمدی و همکاران (۱۳۸۷)، به بررسی و تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم‌جمعی و مدل ARIMA در دوره ۱۳۸۸-۱۳۶۳ پرداخته‌اند. داده‌های تحقیق شامل قیمت برق، تولید ناخالص داخلی سرانه و مصرف سرانه برق می‌باشند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کشش قیمتی و کشش

درآمدی برای کوتاه‌مدت به ترتیب در حدود ۰/۰۷۸- و ۰/۱۳۱ و برای بلندمدت به ترتیب ۰/۳۱۸- و ۰/۵۳۵ به دست آورده شد. جلایی و همکاران (۱۳۹۲)، به برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۱ پرداخته است. بر اساس نتایج به دست آمده، قیمت برق در بخش خانگی ایران تأثیر اندکی بر مصرف برق در این بخش دارد. همچنین تأثیر قیمت انرژی‌های جانشین نظیر گاز طبیعی و نفت بر مصرف برق اندک است. همچنین نتایج حاکی از این است که مصرف برق در بخش خانگی بیشتر تحت تاثیر عادات مصرفی بوده است. بزازان و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که انرژی برق برای خانوارهای شهری و روستایی جزو کالاهای ضروری به حساب می آید و قدرمطلق کشش قیمتی خودی برای هر دو نوع خانوار کمتر از واحد به دست آمده است. بنابراین سیاست‌های قیمتی انرژی به تنهایی برای کاهش مصرف برق احتمالا کارساز نبوده و ضرورت ایجاب می‌کند در کنار آن از سیاست‌های غیرقیمتی استفاده شود.

در خارج تحقیق‌های زیادی به بررسی تقاضای برق پرداخته‌اند. هالورسن[۲] (۱۹۷۵) معادله تقاضای برق را با استفاده از داده‌های تلفیقی سال‌های ۱۹۹۶ – ۱۹۶۱ مربوط به ۴۸ ایالت امریکا به دست آورد. وی تقاضای برق را تابعی از قیمت برق، متوسط درآمد سرانه، قیمت گاز خانگی، درجه حرارت روزانه، متوسط درجه حرارت ماه‌های تابستان، درصد جمعیت روستایی و بعد خانوار به دست آورد. با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای کشش‌پذیر بودن میزان مصرف نسبت به تغییرات قیمت برق و کم کشش بودن نسبت به تغییرات درآمد است. بیرلین و همکارانش[۳] (۱۹۸۱) تقاضای برق خانگی را برای شمال شرق ایالات‌متحده امریکا برای سال‌های ۱۹۷۷ – ۱۹۶۷ با روش OLS تخمین زدند. آن‌ها تقاضای برق را تابعی از قیمت برق، قیمت انرژی‌های جانشینی و درآمد به دست آوردند و نشان دادند که کشش قیمتی متقاطع بین گاز و برق ناچیز است. وستلی[۴] (۱۹۸۱) تقاضای برق خانگی در کشور پاراگوئه را با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۰ ۱۹۷۷ برآورد نمود. وی تقاضای برق را تابعی از درآمد خانوار، قیمت نهایی برق، مساحت زیربنا و

[2] Halvorsen
[3] Beierlein and *et al.*
[4] Westley

بعد خانوار به دست آورد. نتایج تحقیقات وستلی مؤید کشش‌ناپذیری تقاضا نسبت به قیمت و درآمد است. انگ[5] (۱۹۸۸) تابع تقاضای برق را برای چهار کشور جنوب شرق آسیا (تایلند، مالزی، تایوان و سنگاپور) برآورد و آن را تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت و مصرف سرانه برق با یک دوره تأخیر فرض کرد. نتایج نشان می‌دهد کشورهایی که درآمد بالاتر دارند ضریب کشش درآمدی کوچک‌تری دارند. وی نتیجه گرفت کشش درآمدی کوتاه‌مدت برای تمام کشورهای فوق در دوره بعد از بحران نفتی ۱۹۷۳ از دوره قبل از این سال کوچک‌تر بوده است و کلیه کشش‌های قیمتی ازنظر قدر مطلق کوچک‌تر از یک و حاکی از بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است. التونی و محمد یوسف[6] (۱۹۹۳) به تخمین توابع تقاضای برق کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس برای دوره زمانی (۱۹۸۹ – ۱۹۷۵) پرداختند و تقاضای برق را تابعی از درآمد سرانه حقیقی، قیمت واقعی گاز و مصرف سرانه برق خانگی با یک دوره تأخیر تعریف کردند. در این تخمین با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کشش‌ها محاسبه شد که نشان از بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت آن و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بوده است که ناشی از یارانه دولت تشخیص داده‌شده است. التونی و اسراول[7] (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۵ ۱۹۹۴ تابع تقاضای برق کویت در بخش خانگی را به دست آوردند و آن را تابعی از قیمت برق در بخش خانگی و تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی معرفی کردند. سیلک و جوتز[8] (۱۹۹۶) تقاضای برق را در امریکا با توجه به داده‌های سال‌های ۱۹۴۳ تا ۱۹۹۳ موردبررسی قراردادند و میزان تقاضای برق خانگی را تابعی از قیمت واقعی برق، متوسط دمای روزانه، نرخ بهره، قیمت واقعی نفت و درآمد قابل‌تصرف به دست آوردند. روش مورد استفاده آنان روش همگرایی یکسان و مدل تصحیح خطا بود. نتایج نشان داد که تقاضای برق خانگی در امریکا نسبت به هر دو متغیر درآمد واقعی و قیمت واقعی برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت، بی‌کشش و ضریب کشش درآمدی از قیمتی بزرگ‌تر بوده است. اتستول[9] (۲۰۰۲) داده‌های سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۹ نروژ را در تخمین یک مدل تصحیح خطای

---

[5] Ang
[6] Eltony and Mohammad yousuf
[7] Eltony and Asrual
[8] Silk and Jutz
[9] Ettestol

خطی برای تقاضای برق خانگی به کار برده است. در تابع تقاضای بلندمدت برق خانگی متغیرهای مستقل عبارت‌اند از: قیمت واقعی برق، قیمت واقعی نفت و مخارج مصرفی واقعی خانوار. منفی بودن ضریب قیمت نفت در تابع برآوردی به این معنی است که حتی اگر قیمت نفت در بلندمدت پایین آید، مصرف برق همچنان به افزایش خود ادامه خواهد داد. کشش قیمتی، درآمدی و متقاطع به‌دست‌آمده به ترتیب عبارت‌اند از ۰/۰۱- و ۱/۱۹ و ۰/۲۷- که بیانگر کم کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت و با کشش بودن نسبت به درآمد است. فیلیپینی و پاچواری[10] (۲۰۰۴)، به بررسی و تعیین کشش تقاضای فصلی برق در بخش مسکونی شهری هند پرداختند. متغیرهای مصرف سرانه برق، قیمت برق، قیمت نفت سفید، قیمت LPG، درآمد خانوارهای شهری، مساحت زمین مسکونی، اندازه خانوار و متغیر مجازی برای مناطق مختلف مسکونی استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهای خانواری، جمعیتی و جغرافیایی همگی تأثیر معنی‌داری بر کشش تقاضای برق دارند. همچنین نتایج تحقیق به‌منظور برآورد کشش نشان می‌دهد که کشش تقاضا و کشش درآمدی برای تمامی فصول در هند بی‌کشش است. نارایان و اسمیز[11] (۲۰۰۵) به برآورد تابع تقاضای برق و کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمتی و درآمدی در بخش مسکونی در استرالیا با استفاده از روش‌های هم‌جمعی پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان داد که در بلندمدت متغیرهای درآمد و قیمت برق مسکونی از معنی‌داری بالایی برخوردار هستند و متغیر درجه هوا در برخی دوره‌ها بااهمیت و در برخی دیگر بی‌اهمیت است. همچنین کشش‌های کوتاه‌مدت درآمدی و قیمتی تقاضای برق از بلندمدت مقادیر بزرگ‌تری را نشان داده است. لو و همکاران[12] (۲۰۰۸) به بررسی و تعیین کشش تقاضا برای فناوری‌های برقی جدید در خانوارهای کم‌درآمد پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۰ به برآورد تابع تقاضا پرداختند. آن‌ها از متغیرهای قیمت برق، درآمد، بعد خانوار، تعداد اتاق‌ها، سهم هزینه خانوارها از لوازم پخت‌وپز، قیمت آهن، قیمت شمع، قیمت پارافین و قیمت رادیو در برآورد تابع تقاضا استفاده کرده‌اند. نتایج برآورد کشش تقاضا نشان می‌دهد که برق برای گروه درآمد پایین کالایی بی‌کشش است. بولوک و کوک[13] (۲۰۱۰) به بررسی و تخمین تابع

[10] Massimo Filippini, Shonali Pachauri
[11] P.K Narayan, R. Smyth
[12] Louwa et al
[13] Gülden Bölük, A. Ali Koç

تقاضای برق در بخش تجاری برای کشور ترکیه پرداختند. با استفاده از چهار عامل کلیدی نیروی کار، سرمایه، نهاده‌های واسطه‌ای و انرژی برق، آن‌ها تابع تقاضای ترانسلوگ را برای دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۰ تخمین زدند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضا برای برق ۰/۸۵- محاسبه‌شده است. بررسی کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد که انرژی برق و نهاده‌های واسطه‌ای جانشین مناسبی برای نیروی کار و سرمایه هستند. لاوین و همکاران[۱۴] (۲۰۱۱) به بررسی و برآورد تابع تقاضای برق و گاز برای بخش مسکونی برای امریکا با تکیه بر داده‌های برودتی پرداختند. آن‌ها از متغیرهای قیمت برق، قیمت گاز، درآمد، تعداد روزهای با هوای مطلوب، تعداد روزهای با هوای گرم، تعداد اتاق‌های خانوار، اندازه خانوار، نوع ملک مسکونی، مصرف روزانه براساس مصرف کیلووات و مصرف روزانه براساس درجه حرارت استفاده کردند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تقاضای برق با توجه به مسائل برودتی کالایی کم کشش است و کشش قیمتی تقاضای برق ۰/۲۸- به‌دست‌آمده است. متغیرهای برودتی همان‌طور که انتظار می‌رفت نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا استفاده از انرژی برق افزایش داشته است. پیلو[۱۵] و همکاران (۲۰۱۲)، به مدل سازی تقاضای برق در کوتاه مدت با نرخ رشد بلند مدت و کشش قیمت مصرف کننده در بخش‌های تجاری و صنعتی پرداخته‌اند. در مدل بلندمدت متغیرهای جمعیت، قیمت، تولید ناخالص و بخش دولتی لحاظ شده است. نتایج تحقیق نشان از دقت ۹۵ درصدی مدل ها دارد. سینگ و جمال[۱۶] (۲۰۱۵)، به بررسی تعیین کننده ها و شکل ساختاری تابع تقاضای برق برای کشور امریکا پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می دهد که تقاضا برای برق تجاری در امریکا با تولید ناخالص داخلی، قیمت واقعی گاز و متغیر وابسته تأخیردار رابطه‌ی مثبت داشته و با متغیر قیمت واقعی برق رابطه‌ی منفی دارد. همچنین مشخص شده است که کشش‌های خودی قیمتی و درآمدی بلندمدت در طول زمان رو به کاهش گذاشته است.

۴- روش تحقیق

۴-۱- تصریح مدل

در این تحقیق از فرم زیر برای برآورد تابع تقاضای برق استفاده گردیده است:

[14] Lavín *et al.*
[15] Pielow
[16] Yu Hsing and A.M.M. Jamal

$$q_x = q_x\left(P_x, P_n, I, H\right) \quad (۴)$$

که در آن قیمت کالا (P_x)، درآمد مصرف‌کنندگان (I)، قیمت کالای وابسته (p_n)، شرایط جوی (H)، کشش قیمت تقاضا (E)، کشش متقاطع تقاضا (£) و کشش درآمدی تقاضا (¦) و تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتم است. اگر y متغیر وابسته و X بردار متغیرهای مستقل باشد، فرم کوتاه‌مدت در روشARDL به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \sim + \sum_{j=1}^{k} \sim_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} {}_j X_{t-j} + \epsilon_t \quad (۵)$$

در این صورت معادله‌ی بلندمدت به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$Y_t = \sim_0^* + \sim_1^* x_t + £_t$$

$$\sim_0^* = \frac{\sim}{1 - \sum_{j=1}^{k} \sim_j} \quad ,\sim_1^* = \frac{\sum_{j=0}^{k} {}_j}{1 - \sum_{j=1}^{k} \sim_j} \quad (۶)$$

لذا معادله (۱۰) در قالب مدل ARDL به‌صورت زیر برآورد خواهد شد:

$$q_t^x = \sim + \sum_{j=1}^{k} \sim_j q_{t-j}^x + \sum_{j=0}^{k} {}_j P_{t-j}^x + \sum_{j=0}^{k} {}_j P_{t-j}^n + \sum_{j=0}^{k} {}_j I_{t-j}^x + \sum_{j=0}^{k} {}_j H_{t-j}^x + \epsilon_t \quad (۷)$$

تصمیم‌گیری در مورد انتخاب طول وقفه بهینه با استفاده از معیارهای اکائیک و شوارتز بیزین انجام می‌گیرد. نکته مهم در برآورد هم‌جمعی از روش ARDL، موجود بودن رابطه‌ی بلندمدت در متغیرها است. در غیر این صورت به‌دست آوردن رابطه‌ی هم‌جمعی از این روش غیر قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله از روش بنرجی، دولادو و مستر[۱۷] استفاده شده است. همچنین پس از تأیید بردار هم‌جمعی و استخراج روابط بلندمدت بلند رابطه‌ی تصحیح خطای زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta q_t^x = ¥ + \sum_{j=1}^{k} \neg_j \Delta q_{t-j}^x + \sum_{j=0}^{k} « _j \Delta P_{t-j}^x + \sum_{j=0}^{k} « _j \Delta P_{t-j}^n + \sum_{j=0}^{k} « _j \Delta I_{t-j}^x + \sum_{j=0}^{k} « _j \Delta H_{t-j}^x + {}^{a} \in_{t-i} + V_t \quad (۸)$$

$$-1 \langle {}^{a} \langle 0$$

الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت (که توسط جزء تصحیح خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر

[17] Benerjee, Dolado and Mestre

متغیرهای توضیحی است. ^{a} در رابطه بالا ضریب تعدیل کوتاه‌مدت است. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره کوتاه‌مدت چند درصد از انحراف از رابطه تعادلی بلندمدت اصلاح می‌شود ((صدیقی، لالر و کاتوس[۱۸]، ۲۰۰۰، ص ۲۹۰).

۴-۲- معرفی داده‌ها و متغیرهای مدل

به‌منظور برآورد تابع تقاضای برق در اهواز در این تحقیق با استفاده از مراجعه به کتب و انتشارات مربوط به وزارت نیرو و همچنین از طریق سیستم دستیابی به آمار و اطلاعات در سایت وزارت نیرو و همچنین سایت‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات پرداخته می‌شود. بر این اساس متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق را به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

متغیر وابسته:

QH: لگاریتم طبیعی میزان مصرف برق به kV ساعت در بخش مسکونی در اهواز (وزارت نیرو، ۱۳۹۱-۱۳۷۰).

QC: لگاریتم طبیعی میزان مصرف برق به kV ساعت در بخش تجاری در اهواز (وزارت نیرو، ۱۳۹۱-۱۳۷۰).

متغیرهای مستقل:

NH: لگاریتم طبیعی تعداد روزهای گرم سال بالاتر از ۳۰ درجه در اهواز (سازمان هواشناسی ایران، آمارهای سالانه، ۱۳۹۱-۱۳۷۰).

PG: لگاریتم طبیعی قیمت جاری گاز (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۱).

PB: لگاریتم طبیعی قیمت بنزین ریال به لیتر (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۱).

PH: لگاریتم طبیعی قیمت جاری برق مسکونی ریال به kV ساعت (وزارت نیرو، ۱۳۹۱-۱۳۷۰). این متغیر پس از پالایه سازی توسط پالایه هودریک- پرسکات به دو متغیر PH_T: روند و PH_NT: شوک‌های قیمت جاری برق مسکونی تقسیم می‌گردد.

پرتال جامع علوم انسانی

[18] Seddighi and Lawler and Katos

PC: لگاریتم طبیعی قیمت جاری برق تجاری ریال به kV ساعت (وزارت نیرو، ۱۳۹۱-۱۳۷۰). این متغیر پس از پالایه سازی توسط پالایه هودریک- پرسکات به دو متغیر PC_T: روند و PC_NT: شوک‌های قیمت جاری برق تجاری تقسیم می‌گردد. IU: لگاریتم طبیعی متوسط درآمد خانوارهای شهری استان خوزستان (شاخص درآمد خانوارهای شهری اهواز) (مرکز آمار ایران، نتایج تفصیلی آمارگیری از بودجه خانوار، ۱۳۹۲).

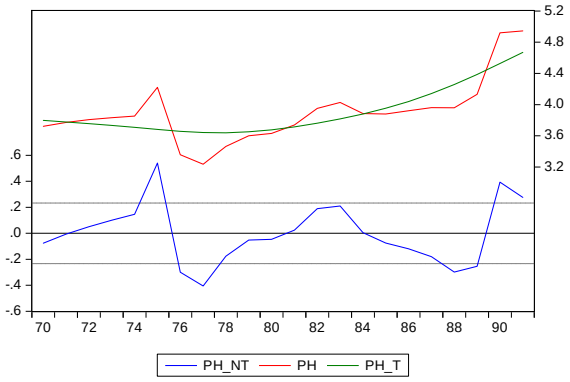
VC: لگاریتم طبیعی ارزش‌افزوده بخش تجاری به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ در استان خوزستان به میلیارد ریال (شامل ارزش افزوده عمده فروشی، خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها، هتل و رستوران، مستغلات، خدمات واحدهای غیرمسکونی، خدمات دلالان، کرایه و خدمات کسب و کار به‌عنوان شاخص درآمد بخش تجاری در اهواز) (بانک مرکزی ایران، حساب‌های ملی ایران، ۱۳۹۱-۱۳۳۸).

۵- برآورد مدل

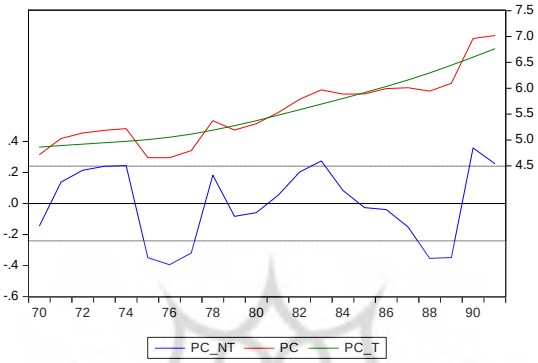
۵-۱- پالایش قیمت برق در بخش مسکونی و تجاری

همان‌طور که بیان گردید، براساس پالایه هودریک- پرسکات، متغیرهای قیمت برق مسکونی (PH) و قیمت برق تجاری (PC) به شوک‌های قیمتی برق تجزیه می‌شود. نمودار ۱ و ۲ به ترتیب نشان‌دهنده‌ی نتیجه‌ی خروجی پالایش قیمت برق در بخش مسکونی و تجاری است. همان‌طور که از نمودارهای بالا مشخص است، در بخش مسکونی اهواز سه شوک‌های مثبت قیمتی برق در سال‌های ۱۳۷۵، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰ و دو شوک منفی قیمت برق در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۸۸ اتفاق افتاده است. این در حالی است که در بخش تجاری اهواز شوک‌های مثبت قیمتی در سال‌های ۱۳۷۴، ۱۳۷۸، ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰ و شوک‌های منفی قیمت برق در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۷۹ و ۱۳۸۹ رخ داده است. این بررسی نشان می‌دهد که تعرفه‌های قیمتی برق در اهواز شکل متناوب داشته و ثبات مشخصی نداشته است. البته آنچه اهمیت بیشتری پیدا می‌کند، وجود قله‌های قیمتی متفاوت در بخش مسکونی و تجاری است که البته نقطه‌ی اشتراک این دو بخش، سرازیر شدن قیمت‌ها پس از شوک‌های مثبت است.

نمودار ۱: جداسازی شوک‌های قیمت برق مسکونی اهواز



نمودار ۲: جداسازی شوک‌های قیمت برق تجاری اهواز



نتایج بیانگر این مطلب است که اصلاح تعرفه‌های قیمتی برق در اهواز در دو بخش مسکونی و تجاری به‌صورت متفاوت اعمال شده است.

۵-۲- نتایج آزمون پایایی

بدون بررسی آزمون پایایی و برآورد متغیرها، معنی‌داری ضرایب برآوردی مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. لذا به‌منظور بررسی آزمون پایایی در متغیرها در این تحقیق، با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته از طریق نرم‌افزار Eviews7 به بررسی پایایی در متغیرها پرداخته می‌شود. همچنین با استفاده از آماره شوارتز بیزین برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده خواهد شد. رابطه‌ی مورد آزمون در این تحقیق براساس سه نوع رابطه‌ی بدون عرض‌ازمبدأ و بدون روند، با عرض‌ازمبدأ و بدون روند و با عرض‌ازمبدأ و با روند انجام می‌گیرد که در بهترین حالت نتیجه آن منعکس می‌گردد. در این حالت در ابتدا در سطح موردبررسی قرار گرفته و در صورت پایا نبودن سطح‌های تفاضلی بعدی موردبررسی قرار می‌گیرد. به‌صورت کلی متغیرهای مورد استفاده در

برآورد ضرایب برای برآورد تابع تقاضای برق مسکونی اهواز به‌صورت QH، PH_T، PH_NT، PG، IU، NH، dQH، dPG، dNH، QC، PC_T، PC_NT، PB، VC، dPB و dVC هستند. نتایج آزمون پایایی در جدول (۱) نشان داده‌شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون پایایی متغیرهای تابع تقاضای برق مسکونی

متغیر	نوع رابطه تائید شده	طول وقفه بهینه	آماره	سطح بحرانی (۰/۰۵)	نتیجه
QH	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۱/۶	-۳/۰۱	نا پایا
PH_T	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۳	-۳/۳	-۳/۰۴	پایا
PH_NT	بدون عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۳/۱	-۱/۹۶	پایا
PG	با عرض‌ازمبدأ و با روند	۰	-۱/۹۹	-۳/۶۵	نا پایا
IU	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۵/۹	-۳/۰۱	پایا
NH	با عرض‌ازمبدأ و با روند	۰	-۲/۳	-۳/۶۵	نا پایا
dQH	بدون عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۳/۰۲	-۱/۹۶	پایا
dPG	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۵/۰۲	-۳/۰۲	پایا
dNH	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۴/۹	-۳/۰۲	پایا
QC	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۳	-۳/۷	-۳/۰۴	پایا
PC_T	با عرض‌ازمبدأ و با روند	۲	-۴/۲	-۳/۷	پایا
PC_NT	بدون عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۱	-۳/۴	-۱/۹۶	پایا
PB	با عرض‌ازمبدأ و با روند	۰	-۲/۷	-۳/۷	نا پایا
VC	با عرض‌ازمبدأ و با روند	۰	-۳/۵	-۳/۶۵	نا پایا
dPB	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۰	-۵/۱	-۳/۰۲	پایا
dVC	با عرض‌ازمبدأ و بدون روند	۳	-۵/۲	-۳/۰۵	پایا

مأخذ: نتایج پژوهش

* نماد d به معنی تفاضل مرتبه اول است.

همان‌طور که از جدول بالا مشخص است، آزمون پایایی، پایا بودن متغیرهای PH_T، PH_NT، IU را در سطح و متغیرهای QH، PG و NH را در سطح یک تفاضلی مورد تائید قرار داده است. در این صورت می‌توان با استفاده از آزمون هم‌جمعی ARDL هم‌جمعی در داده‌ها را موردبررسی قرار داد.

۵-۳- برآورد مدل تابع تقاضای برق مسکونی شهر اهواز

نتیجه برآورد معادله کوتاه‌مدت تابع تقاضای برق مسکونی (QH) در اهواز با استفاده از آماره آکائیک در جدول (۲) نشان داده شده است. نتایج مدل بر اساس آماره شوارتز نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به دست آمده از این آماره معنی داری بالاتری را نشان می دهد.

جدول ۲: نتایج برآورد رابطه ی پویای کوتاه مدت

متغیر ها	ضریب	خطای استاندارد	آماره ی t	احتمال
$QH(-1)$	۰/۲۷	۰/۱۵	۱/۸	۰/۱۶
PH_T	-۱/۸	۰/۴۴	-۴/۰	۰/۰۰
PH_NT	-۱/۴	۰/۳	-۵/۴	۰/۰۰
PH_NT(-1)	۰/۵۶	۰/۲۸	۲/۰	۰/۰۷
PG	۰/۲۸	۰/۱	۲/۷	۰/۰۲
PG(-1)	۰/۳۵	۰/۱۵	۲/۳	۰/۰۴
IU	۰/۳۶	۰/۱۹	۱/۹	۰/۰۸
NH	۲/۵	۰/۵	۴/۸	۰/۰۰
ضریب تعیین R^2	۰/۹۹			
آماره ی دوربین- واتسون (DW)	۱/۹			
آماره کلی F	$F_{prob} = ۱۳۹_{(۰/۰۰)}$			
Serial Correlation LM	$F_{prob} = ۰/۰۰۷_{(۰/۹)}$			
Functional Form	$F_{prob} = ۰/۲_{(۰/۷)}$			
Normality	$i^{۲}_{prob} = ۰/۰۷_{(۰/۸)}$			
Heteroscedasticity	$F_{prob} = ۲/۵_{(۰/۲)}$			

* مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که نتایج بالا نشان می‌دهد رابطه $ARDL(۱,۰,۱,۱,۰,۰)$ مورد تأیید قرار گرفته و معنی‌داری ضرایب در حد بالایی قرار دارد. آماره DW و LM عدم خودهمبستگی بین جملات اخلال را نشان می‌دهد و ضریب تعیین نیز بیانگر قدرت بالای متغیرهای مستقل برای توضیح متغیر وابسته است. به‌طوری‌که ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آمارهF نیز برآورد کلی رگرسیون را مورد تائید قرار می‌دهد. همچنین نتایج آزمون‌های تشخیصی واریانس ناهمسانی و نرمال بودن جملات خطا نیز مورد تائید قرار گرفته و فروض کلاسیک برقرار است.

تفسیر نتایج بالا نشان می‌دهد که ۲۷ درصد مصرف برق مسکونی در دوره حال براساس رفتار مصرف دوره گذشته صورت گرفته است. کشش قیمتی (روند) تقاضای برق مسکونی در کوتاه‌مدت ۱/۸- برآورد گردیده است. به این معنی است که با افزایش یک درصدی قیمت برق، مقدار مصرف برق مسکونی در اهواز به میزان ۱/۸ درصد کاهش می‌یابد، این در حالی است که کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق مسکونی در کوتاه‌مدت ۱/۴- است. به این معنی است که افزایش یک درصدی قیمت برق به‌صورت ناگهانی، مقدار مصرف برق مسکونی در اهواز در کوتاه‌مدت به میزان ۱/۴

درصد کاهش می‌یابد. این بررسی نشان می‌دهد که در اهواز به‌عنوان نماینده شهرهای گرمسیر همانند سایر تحقیق‌های مشابه (عسکری، ۱۳۷۹؛ پور ازرم، ۱۳۸۴؛ ویلدر و ویلنبر، ۱۹۷۳) برق برای مصرف‌کنندگان مسکونی کالایی با کشش محسوب می‌شود. همچنین بررسی کشش قیمتی متقاطع تقاضای برق مسکونی نسبت به قیمت گاز نشان می‌دهد که گاز در کوتاه‌مدت کالایی جانشین و کم کشش است. همچنین بررسی کشش درآمدی تقاضای برق مسکونی (۰/۳۶) در اهواز نشان می‌دهد که برق کالایی نرمال است. بررسی تأثیر دمای هوا نیز نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در منازل مسکونی اهواز به‌شدت افزایش داشته است.

وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون بنرجی، دولادو و مستر مورد بررسی قرار می‌گیرد. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بر این اساس با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در بالا، آماره t محاسباتی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{0.27 - 1}{0.15} = -4.87 \qquad (۹)$$

با توجه به مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد، به میزان ۴/۱۸- مشخص است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

همان‌طور که بیان شد، نکته مهم در برآورد هم‌جمعی از روش ARDL، موجود بودن رابطه‌ی بلندمدت در متغیرها است. به‌منظور تائید نهایی بردار هم‌جمعی در روش ARDL، نتیجه برآورد معادله بلندمدت تابع تقاضای برق مسکونی در اهواز در زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۳: نتایج برآورد رابطه ی بلندمدت

متغیر ها	ضریب	خطای استاندارد	آماره ی **t**	احتمال
PH_T	-۲/۵	۰/۴	-۶/۰	۰/۰۰
PH_NT	-۱/۲	۰/۴	-۳/۰	۰/۰۱
PG	۰/۸۵	۰/۱۵	۵/۸	۰/۰۰
IU	۰/۴۸	۰/۱۸	۲/۸	۰/۰۲
NH	۳/۵	۰/۶	۵/۶	۰/۰۰

* مأخذ: نتایج پژوهش

معادله بالا معنی‌داری ضرایب تخمین را در بلندمدت مورد تأیید قرار می‌دهد. براساس معادله بلندمدت تابع تقاضای برق مسکونی در اهواز، کشش قیمتی (روند) تقاضای برق مسکونی در بلندمدت ۲/۵- برآورد گردیده است. به این معنی است که با افزایش یک درصدی قیمت برق، مقدار مصرف برق مسکونی در اهواز به میزان ۲/۵ درصد کاهش می‌یابد، این در حالی است که کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق مسکونی در بلندمدت ۱/۲- است. به این معنی است که افزایش یک درصدی قیمت برق به‌صورت ناگهانی، مقدار مصرف برق مسکونی در اهواز در بلندمدت به میزان ۱/۲ درصد کاهش می‌یابد. این بررسی نشان می‌دهد که در اهواز، برق برای مصرف‌کنندگان مسکونی کالایی با کشش محسوب می‌شود. همچنین بررسی کشش قیمتی متقاطع تقاضای برق مسکونی نسبت به قیمت گاز نشان می‌دهد که گاز در بلندمدت کالایی جانشین و کم کشش است. همچنین بررسی کشش درآمدی تقاضای برق مسکونی (۰/۴۹) در اهواز نشان می‌دهد که برق در بلندمدت نیز کالایی نرمال است. بررسی تأثیر دمای هوا در بلندمدت نیز نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در منازل مسکونی اهواز به‌شدت افزایش داشته است. براساس نتایج بلندمدت به‌دست‌آمده در بالا- همان‌طور که در مبانی نظری روش تصحیح خطا بیان شد- وجود رابطه بلندمدت تائید گردید و لذا رابطه تصحیح خطای آزمون شده برای تابع تقاضای برق مسکونی اهواز به‌صورت زیر برآورد گردید:

$$\underset{\text{Prob}}{DQH} = \underset{(0.02)}{-1.8DPH_T} - \underset{(0.01)}{1.4DPH_NT} + \underset{(0.00)}{0.28DPG} + \underset{(0.4)}{0.28DIU} - \underset{(0.8)}{1.4DNH} - \underset{(0.00)}{0.79ECM(-1)} \qquad (۱۰)$$

ضریب تصحیح خطای به‌دست‌آمده معنی‌داری کامل داشته و رابطه هم‌جمعی را مورد تائید قرار می‌دهد. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۹ درصد از عدم تعادل در تقاضای برق مسکونی اهواز تعدیل شده و به سمت مقدار بلندمدت حرکت می‌کند.

۵-۴- برآورد مدل تابع تقاضای برق تجاری شهر اهواز

نتیجه برآورد معادله کوتاه‌مدت تابع تقاضای برق تجاری (QC) در اهواز با استفاده از آماره اکائیک در زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد رابطه ی پویای کوتاه مدت

متغیر ها	ضریب	خطای استاندارد	آماره ی **t**	احتمال
ضریب ثابت	-۵۷/۸	۲۳/۵	-۲/۵	۰/۰۳
$QC(-1)$	۰/۲۵	۰/۰۵	۵/۷	۰/۰۰
PC_T	-۳/۳	۰/۲۷	-۱۲/۵	۰/۰۰
PC_NT	-۰/۹	۰/۱	-۹/۲	۰/۰۰
$PC_NT(-1)$	۰/۳	۰/۹	۳/۲	۰/۰۰
PG	۰/۳	۰/۱	۳/۲	۰/۰۱
PB	-۰/۱۵	۰/۱۴	-۱/۱	۰/۳
$PB(-1)$	۰/۵۵	۰/۰۷	۷/۷	۰/۰۰
VC	۰/۵	۰/۰۵	۹/۵	۰/۰۰
NH	۶/۲	۴/۶	۱/۳	۰/۲
ضریب تعیین R^2	۰/۹۹			
آماره ی دوربین- واتسون (DW)	۲/۲			
آماره کلی F	$F_{prob} = 525_{(0.00)}$			
Serial Correlation LM	$F_{prob} = 0.4_{(0.6)}$			
Functional Form	$F_{prob} = 1.2_{(0.3)}$			
Normality	$\chi^2_{prob} = 0.09_{(0.98)}$			
Heteroscedasticity	$F_{prob} = 0.02_{(0.9)}$			

* مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که نتایج بالا نشان می‌دهد رابطه $ARDL\ (1,0,1,0,1,0,0)$ مورد تأیید قرار گرفته و معنی‌داری ضرایب در حد بالایی قرار دارد. آماره DW و LM عدم خودهمبستگی بین جملات اخلال را نشان می‌دهد و ضریب تعیین نیز بیانگر قدرت بالای متغیرهای مستقل برای توضیح متغیر وابسته است. به‌طوری‌که ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. آمارهF نیز برآورد کلی رگرسیون را مورد تأیید قرار می‌دهد. همچنین نتایج آزمون‌های تشخیصی واریانس ناهمسانی و نرمال بودن جملات خطا نیز مورد تأیید قرار گرفته و فروض کلاسیک برقرار است. تفسیر نتایج بالا نشان می‌دهد که ۲۵ درصد از مصرف برق تجاری در دوره حال براساس مصرف دوره گذشته صورت گرفته است. کشش قیمتی (روند) تقاضای برق تجاری در کوتاه‌مدت ۳/۳- برآورد گردیده است. به این معنی است که با افزایش یک درصدی قیمت برق، مقدار مصرف برق تجاری در اهواز به میزان ۳/۳ درصد کاهش می‌یابد، این در حالی است که کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق تجاری در کوتاه‌مدت ۰/۸۴- است. به این معنی است که افزایش یک

درصدی قیمت برق به‌صورت ناگهانی، مقدار مصرف برق تجاری در اهواز در کوتاه‌مدت به میزان ۰/۸۴ درصد کاهش می‌یابد. این بررسی نشان می‌دهد که در اهواز به‌عنوان نماینده شهرهای گرمسیر برق برای مصرف‌کنندگان تجاری کالایی با کشش محسوب می‌شود. همچنین بررسی کشش قیمتی متقاطع تقاضای برق تجاری نسبت به قیمت گاز و بنزین نشان می‌دهد که گاز در کوتاه‌مدت کالایی جانشین و کم کشش و بنزین در کوتاه‌مدت کالایی مکمل و کم کشش است. همچنین بررسی کشش درآمدی تقاضای برق تجاری (۰/۴۶) در اهواز نشان می‌دهد که برق کالایی نرمال است. بررسی تأثیر دمای هوا نیز نشان می‌دهد که اگرچه معنی‌داری آماری آن مورد تأیید قرار نگرفته است، با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در مناطق تجاری اهواز به‌شدت افزایش داشته است. وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون بنرجی، دولادو و مستر مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر این اساس با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در بالا، آماره t محاسباتی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{0.25 - 1}{0.044} = -17.1 \qquad (۱۱)$$

با توجه به مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹ درصد، به میزان ۵/۵۳-، مشخص است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

همان‌طور که بیان شد، نکته مهم در برآورد هم‌جمعی از روش ARDL، موجود بودن رابطه‌ی بلندمدت در متغیرها است. به‌منظور تأیید نهایی بردار هم‌جمعی در روش ARDL، نتیجه برآورد معادله بلندمدت تابع تقاضای برق تجاری در اهواز در زیر نشان داده‌شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد رابطه ی بلندمدت

متغیر ها	ضریب	خطای استاندارد	آماره ی **t**	احتمال
ضریب ثابت	-۷۷/۴	۳۰/۲	-۲/۶	۰/۰۳
PC_T	-۴/۵	۰/۲۴	-۱۸/۹	۰/۰۰
PC_NT	-۰/۸۳	۰/۱۵	-۵/۴	۰/۰۰
PG	۰/۴	۰/۱۳	۳/۲	۰/۰۰
PB	۰/۵۴	۰/۲۲	۲/۵	۰/۰۳
VC	۰/۶	۰/۰۶	۱۰/۹	۰/۰۰
NH	۸/۳	۶/۱	۱/۴	۰/۲

* مأخذ: نتایج پژوهش

معادله بالا معنی‌داری ضرایب تخمین را در بلندمدت به غیر از دمای هوا مورد تأیید قرار می‌دهد. براساس معادله بلندمدت تابع تقاضای برق تجاری در اهواز، کشش قیمتی (روند) تقاضای برق تجاری در بلندمدت ۴/۵- برآورد گردیده است. به این معنی است که با افزایش یک درصدی قیمت برق، مقدار مصرف برق تجاری در اهواز به میزان ۴/۵ درصد کاهش می‌یابد، این در حالی است که کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق تجاری در بلندمدت ۰/۸۳- است. به این معنی است که افزایش یک درصدی قیمت برق به‌صورت ناگهانی، مقدار مصرف برق تجاری در اهواز در بلندمدت به میزان ۰/۸۳ درصد کاهش می‌یابد. این بررسی نشان می‌دهد که در اهواز، برق برای مصرف‌کنندگان تجاری کالایی با کشش محسوب می‌شود. همچنین بررسی کشش قیمتی متقاطع تقاضای برق تجاری نسبت به قیمت گاز و بنزین نشان می‌دهد که گاز و بنزین در بلندمدت کالایی جانشین و کم کشش هستند. همچنین بررسی کشش درآمدی (۰/۶۲) تقاضای برق تجاری در اهواز نشان می‌دهد که برق در بلندمدت نیز کالایی نرمال است. بررسی تأثیر دمای هوا در بلندمدت نیز نشان می‌دهد که اگرچه با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در مناطق تجاری اهواز به‌شدت افزایش داشته است؛ اما در بلندمدت متغیر معنی‌داری نبوده است. براساس نتایج بلندمدت به‌دست‌آمده در بالا-همان‌طور که در مبانی نظری روش تصحیح خطا بیان شد- وجود رابطه بلندمدت تائید گردید و لذا رابطه تصحیح خطای آزمون شده برای تابع تقاضای برق تجاری اهواز به‌صورت زیر برآورد گردید:

$$\underset{\text{Prob}}{DQC} = \underset{(0.05)}{-3.9DPC_T} - \underset{(0.06)}{0.51DPC_NT} + \underset{(0.09)}{0.46DPG}$$
$$+\underset{(0.02)}{3.6DVC} - \underset{(0.15)}{20.9DNH} - \underset{(0.14)}{0.53PB} - \underset{(0.00)}{0.22ECM(-1)} \qquad (۱۲)$$

ضریب تصحیح خطای به‌دست‌آمده معنی‌داری کامل داشته و رابطه هم‌جمعی را مورد تائید قرار می‌دهد. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره ۲۲ درصد از عدم تعادل در تقاضای برق تجاری اهواز تعدیل شده و به سمت مقدار بلندمدت حرکت می‌کند.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی در این تحقیق بررسی و برآورد تابع تقاضای برق مسکونی و تجاری در شهر اهواز براساس روش هم‌جمعی ARDL در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۰ است. به‌منظور برآورد تابع تقاضای برق در اهواز از فرم تابعی کاب- داگلاس و به‌صورت

لگاریتمی استفاده گردید که در آن قیمت کالا (P_x)، درآمد مصرف‌کنندگان (I)، قیمت کالای وابسته (p_n)، شرایط جوی (H)، کشش قیمت تقاضا (E)، کشش متقاطع تقاضا ($\pounds$) و کشش درآمدی تقاضا (ι) قرار داشت. همچنین به‌منظور بررسی تأثیر شوک‌های قیمت برق مانند هدفمندی یارانه‌ها با استفاده از پالایه هودریک- پرسکات (۱۹۸۰)، جزء روندی را از جزء شوک‌ها جدا کرده تا اثرات مستقیم تغییرات شوک‌ها و روند در قیمت برق را بر تقاضای برق بررسی کنیم. نتایج آزمون پایایی، پایا بودن متغیرها را در سطح صفر و یک تفاضلی مورد تأیید قرار داد. نتایج برآورد تابع تقاضا نشان داد که ۲۷ درصد مصرف برق مسکونی و ۲۵ درصد از مصرف برق تجاری در دوره حال، براساس رفتار مصرف دوره گذشته صورت گرفته است. کشش قیمتی (روند) تقاضای برق مسکونی در کوتاه‌مدت ۱/۸- و در بلندمدت ۲/۵- برآورد گردیده است. این در حالی است که کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق مسکونی در کوتاه‌مدت ۱/۴- و در بلندمدت ۱/۲- است. این بررسی نشان می‌دهد که در اهواز، برق برای مصرف‌کنندگان مسکونی کالایی با کشش محسوب می‌شود. کشش قیمتی (روند) تقاضای برق تجاری در کوتاه‌مدت ۳/۳- و در بلندمدت ۴/۵- برآورد گردیده است. این در حالی است که کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق تجاری در کوتاه‌مدت و در بلندمدت به‌طور متوسط ۰/۸۳- است. این بررسی نشان می‌دهد که در اهواز، برق برای مصرف‌کنندگان تجاری کالایی با کشش محسوب می‌شود. همچنین مقایسه کشش‌های قیمتی مسکونی و تجاری نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان بخش مسکونی به قیمت‌های شوک برق و مصرف‌کنندگان بخش تجاری به روند قیمت برق واکنش بیشتری نشان می‌دهند. به‌عبارتی‌دیگر سیاست‌هایی همچون هدفمند سازی یارانه‌ها بر بخش مسکونی تأثیر بیشتری داشته است. همچنین بررسی کشش قیمتی متقاطع تقاضای برق مسکونی و تجاری نسبت به قیمت گاز و برق نشان می‌دهد که گاز و برق کالایی جانشین و کم کشش است. همچنین بررسی کشش درآمدی تقاضای برق مسکونی و تجاری در اهواز نشان می‌دهد که برق کالایی نرمال است. بررسی تأثیر دمای هوا نیز نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در مناطق مسکونی و تجاری اهواز به‌شدت افزایش داشته است، با این توضیح که در بلندمدت برای بخش تجاری درجه هوا بی‌معنی بوده است. بررسی ضریب تصحیح خطای نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۹ درصد از عدم تعادل در تقاضای برق مسکونی اهواز و ۲۲ درصد از عدم تعادل در تقاضای برق تجاری اهواز تعدیل شده و

به سمت مقدار بلندمدت حرکت می‌کند. لذا نشان می‌دهد که قدرت پیش‌بینی و انطباق مصرف‌کنندگان مسکونی نسبت به تجاری در اهواز بیشتر است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در این تحقیق، می‌توان با استفاده از پیشنهادهای زیر گام‌های مؤثری در جهت آینده‌نگری و برنامه ریزی هدفمند در راستای توسعه بخش برق شهر اهواز گام برداشت:

۱- از آنجایی‌که برق برای بخش خانگی و تجاری کالایی با کشش محاسبه گردید، قیمت برق متغیری اثرگذار بر مصرف برق اهواز است. لذا پیشنهاد می‌گردد که به‌صورت یک روند کاملاً کنترل شده تعرفه‌های برق اصلاح گردد.

۲- از آنجایی که گاز به‌عنوان کالاهای جانشین برق محاسبه گردید، در هنگام تعرفه گذاری به سایر انرژی‌های جانشین برق توجه گردد.

۳- درجه دمای هوا به‌عنوان یک عامل کاملاً مؤثر و قوی در برآورد شناسایی گردید. از آنجایی‌که اهواز در مناطق گرمسیر جهانی قرار دارد، استفاده افراد از وسایل و تجهیزات سرمازا امری بدیهی و لازم است. لذا پیشنهاد می‌گردد که به‌منظور کاهش مصرف برق استفاده از فناوری‌های با مصرف انرژی پایین جایگزین وسایل و تجهیزات سنتی گردد. همچنین با سرمایه‌گذاری بر این نوع فناوری از اتلاف بی رویه برق مخصوصاً در فصل گرما جلوگیری به عمل آید.

۴- از آنجا که سرعت تطبیق و پیش‌بینی و تصحیح خطای مصرف‌کنندگان خانگی برق اهواز در سطح بالای ۷۳ درصد قرار دارد، استفاده از سیاست‌های مانند هدفمند سازی یارانه‌ها تنها در کوتاه‌مدت اثرگذار است و در دوره‌های آتی به‌سرعت اثر خود را بر این بخش از دست می‌دهد. این در حالی است که بر بخش تجاری اثر بیشتری را نشان می‌دهد. لذا توصیه می‌شود که تمرکز این سیاست بر بخش تجاری بیشتر از بخش خانگی باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

امینی فر، عباس و سارا استدلال. (۱۳۸۱). برآورد تابع تقاضای برق مسکونی در ایران: یک رهیافت هم تجمعی. ۱۸مین کنفرانس بین المللی برق، شرکت برق منطقه‌ای فارس کتابخانه منطقه‌ای علوم و تکنولوژی ایران.

باقری، احمد. (۱۳۸۰). تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف مسکونی شهر مشهد. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد.

بزازان، فاطمه، میرحسین موسوی و فرناز قشمی. (۱۳۹۴). تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران (یک رهیافت سیستمی). اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)، ۴(۱۴): ۳۲-۱.

بهمرام. (۱۳۸۳). تخمین تابع تقاضای حمل و نقل جاده‌ای کالا (موردی استان خوزستان). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم و تحقیقات واحد خوزستان.

پور ازرم، الهام. (۱۳۸۴). برآورد تابع تقاضای برق مسکونی استان خوزستان. جستارهای اقتصادی، ۴: ۱۸۲-۱۳۷.

ترازنامه انرژی، سال ۱۳۹۰.

توکلی، اکبر و جعفر بحرینی. (۱۳۷۷). برآورد رابطه تقاضای برق مسکونی در استان اصفهان. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۲: ۱۳۶-۱۱۵.

جلایی، سیدعبدالمجید، سعید جعفری، صالح انصاری لاری. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده های تابلویی استانی، اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)، ۲(۸): ۹۲-۶۹ .

حسینی نژادیان کوشکی، رقیه. (۱۳۷۲). تخمین تابع تقاضای برق مسکونی در استان اصفهان، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

زمانی، مهرزاد. (۱۳۷۷). تخمین توابع تقاضای برق در بخش‌های اقتصادی استان لرستان. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

صمدی، سعید، آمنه شهیدی و فرزانه محمدی. (۱۳۸۷). تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم جمعی و مدل ARIMA (۱۳۶۳ – ۱۳۸۸). مجلهٔ دانش و توسعه، ۲۵: ۱۳۶- ۱۱۳.

عزیزی، جعفر و جواد ترکمانی. (۱۳۸۰). برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۹(۳۴): ۲۱۷-۳۷.

عسکری، علی. (۱۳۷۹). تخمین تقاضای برق در بخش مسکونی و برآورد کشش های قیمتی و درآمدی آن. مجله برنامه و بودجه، ۶۳ و ۶۲: ۱۰۳-۱۱۹.

لطفعلی پور، محمد رضا و احمد لطفی. (۱۳۸۳). بررسی و برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای برق مسکونی در استان خراسان، دانش و توسعه، ۱۵: ۶۹-۴۷.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، ۱۳۸۷-۱۳۶۲.

مرکز آمار ایران، نتایج تفصیلی آمارگیری از بودجه خانوار شهری ۱۳۸۷-۱۳۷۰.

مشیری، سعید و اکبر شاهمرادی. (۱۳۸۵). برآورد تقاضای گاز طبیعی و برق خانوارهای کشور: مطالعه خرد مبتنی بر بودجه خانوار. تحقیقات اقتصادی، ۷۲: ۳۳۵-۳۰۵.

مصلی پور، حسین. (۱۳۷۶). بررسی صنعت برق و تخمین توابع تقاضا، تولید و هزینه برق استان خراسان. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپخانه غزال.

هادیان، محمود. (۱۳۷۶). برآورد کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق در استان همدان در دو بخش مسکونی و صنعتی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

هندرسون، جیمز. م، ریچارد ا. کوانت. (۱۳۸۱). تئوری اقتصاد خرد/ (تقرب ریاضی). ترجمه مرتضی قره باغیان و جمشید پژویان، خدمات فرهنگی رسا، تهران.

وزارت نیرو. (۱۳۹۱-۱۳۷۰). تعرفه‌های برق و شرایط عمومی آن‌ها.

وزارت نیرو. (۱۳۵۶). برنامه ریزی بلندمدت انرژی ایران. ۱۲: ۷۳-۲۶۸.

Ang B.W. (1988). Electricity-output ration and sectoral electricity use, The case of East and South East Asian developing countries. Energy Policy, 16(2): 115-121.

Beierlein, J.G., J.W. Dunn & J.C. McConnon. (1981). The demand for electricity and natural gas in the Northeastern United States. Review of Economics and Statistics, 63: 403-408.

Bölük, Gülden & A. Ali Koç. (2010). Electricity demand of manufacturing sector in Turkey: A translog cost approach. Energy Economics, 32: 609–615.

Eltony M. N & H. Mohamad Yousuf. (1993). The Structure of Demmand for Electricity in the Persian Gulf Cooperation Council Countries. the Journal of Energy and Development, 18(2): 213-221.

Eltony M.N, & Asrual, H. (1996). A cointegration Relationship in the Demand for Energy: The case of Electricity in Kuwait. the Journal of Energy and development, 19: 493-513.

Ettestol, Ingunn. (2002). Estimating Residential Demand for Electricity with Smooth Transition Ragression. NTNU, Trondheim, Norway.

Filippini, M & S. Pachauri. (2004). Elasticities of electricity demand in urban Indian households. Energy Policy, 32: 429–436.

Hodrick, R. & E. Prescott. (1981): Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Working Paper, Carnegie-Mellon, University. Reprinted in Journal of Money, Credit and Banking, 29(1).

Hsing Yu & A.M.M. Jamal. (2015). Functional Forms and the Demand for Commercial Electricity in the U.S. Bulletin of Energy Economics, http://www.tesdo.org/JournalDetail.aspx?Id=4.

Lavín, F.V, L. Dale, M. Hanemann & M. Moezzi. (2011). The impact of price on residential demand for electricity and natural gas. Climatic Change 109 (Suppl 1):S171–S189 DOI 10.1007/s10584-011-0297-0.

Louw, K., B. Conradie, M. Howells & M. Dekenah. (2008). Determinants of electricity demand for newly electrified low-income African households. Energy Policy, 36: 2812– 2818.

Narayan, P. K. & R. Smyth. (2005). The residential demand for electricity in Australia:an application of the bounds testing approach to cointegration. Energy Policy, 33: 467–474.

Pielowa, A, R. Sioshansi & M. C. Roberts. (2012). Modeling short-run electricity demand with long-term growth rates and consumer price elasticity in commercial and industrial sectors. Energy, 46(1): 533–540.

Seddighi, H,R, K,A, Lawler, & A,V, Katos, Econometrics: A Practical Approach. Sunderland University, U.K, 2000.

Westley, G. (1981). The Residential and Commercial Demand for Electricity in Paraguay. Papers on Project Analysis No. 19, Inter-American Development Bank, Washington, DC.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی