# تقاضای برق خانگی در استان آذربایجان شرقی

**سکینه دیبا**
دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه زنجان
sakineh.diba@yahoo.com

**دکتر حیدرقلی‌زاده**
استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زنجان
hgholizadeh@znu.ac.ir

**چکیده**

بررسی و برآورد تقاضای برق در بخش خانگی از اهمیت فراوانی برخوردار است. برق جزء حامل‌های انرژی است که در بسیاری از بخش‌ها مخصوصاً بخش خانگی میزان مصرف آن بالا می‌باشد و از ضروری‌ترین کالاها به شمار می‌اید. ویژگی بارز این انرژی آن است که قابلیت ذخیره‌سازی ندارد. بنابراین باید عرضه و تقاضای آن متناسب با یکدیگر باشد. از این رو توجه به طرف تقاضای برق از اهمیت دوچندانی برخوردار است. بر این مبنا، تحقیق حاضر به دنبال برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان آذربایجان شرقی است. برای این منظور از الگوی خودتوزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد و داده‌های دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۰ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که تئوری متعارف تقاضای اقتصاد خرد در مورد این کالا صدق می‌کند به‌طوری که علایم متغیرهای قیمتی (قیمت کالا و جانشین آن) و درآمدی مطابق تئوری و معنی‌دار بود. با این وجود، کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق حاکی از کم‌کشش بودن تقاضای برق خانگی دارد. با تأیید وجود رابطه بلندمدت، برآورد الگوی تصحیح خطا، حکایت از سرعت بالای تعدیل مدل تقاضای برق به سمت مقادیر بلندمدت دارد. نتایج بر لزوم استفاده از ابزارهای سیاستی دیگر (همچون فرهنگ‌سازی) در کنار ابزارهای قیمتی برای کنترل تقاضا دلالت دارد.

**واژگان کلیدی:** تقاضای برق خانگی، آذربایجان شرقی، ARDL، کشش‌های قیمتی و درآمدی

**مقدمه**

تجزیه وتحلیل تقاضای انرژی جهت شناخت دقیق‌تر عوامل مؤثر و میزان تاثیر آنها بر مصرف، بسیار حائز اهمیت است چرا که روند تغییرات مصرف انرژی و شدت انرژی مصرفی، با پیشرفت بیشتر فن‌آوری و اختراع دستگاه‌های جدید به منظور رفاه مصرف‌کنندگان از ضرورت بیشتری برخوردار خواهد شد. لذا با در نظر گرفتن محدودیت منابع انرژی و رشد روزافزون تقاضای آن امروزه طرح‌های مدیریت مصرف و تقاضا نقش مهمی را در برنامه‌ریزی‌های بلندمدت کشورها ایفا می‌کنند، بنابراین مساله‌ی کاهش و منطقی کردن مصرف انرژی در سال‌های اخیر یکی از اهداف اساسی دولت‌ها در کشورهای مختلف بوده است. در میان سرفصل‌های مختلف مصرف انرژی، بخش خانگی دارای اهمیت و حساسیت خاصی است، چرا که بررسی روند گذشته مصرف انواع انرژی در پنج بخش عمده مسکونی، تجاری، عمومی صنعتی و کشاورزی نشان می‌دهد که بخش مسکن سهم قابل توجهی از انرژی مصرفی جهان را به خود اختصاص داده است. به طوری که مصرف انرژی در بخش مسکونی ۲۶ درصد از کل مصرف نهایی انرژی جهان بوده است (آژانس بین‌المللی انرژی[1]، ۲۰۱۲). این نسبت در ایران بیشتر است به‌طوری که بخش خانگی، عمومی و تجاری سهم حدود ۳۷ درصدی از کل مصرف نهایی انرژی را به خود اختصاص داده که بیش‌ترین سهم در میان دیگر بخش‌های اقتصادی است. و بیش از ۸۰ درصد مصرف انرژی در این بخش (شامل مصرف برق، گاز طبیعی و سوخت‌های سنتی) تنها مربوط به بخش مسکونی (خانگی) است (ترازنامه انرژی ایران، ۱۳۹۲). لذا برای مدیریت مصرف انرژی در هر بخش از جمله بخش خانگی شناخت الگوی مصرف در هر کدام از این بخش‌ها ضروری به نظر می‌رسد. در این میان برق جزء حامل‌های انرژی است که در بسیاری از بخش‌ها مخصوصاً بخش خانگی میزان مصرف آن به عنوان مهم ترین حامل انرژی در بخش خانگی بالا می باشد و این ناشی از حجم زیاد وسایل برقی به کار برده شده، کاربرد فراوان آنها، افزایش روزافزون وسایل جدید برق، پایین بودن نسبی قیمت برق نسبت به سایر کالاها، افزایش جمعیت و عوامل دیگر می‌باشد (پژویان و محمدی،۱۳۷۹). در ایران نیز بخش خانگی به عنوان یکی از مصرف‌کنندگان بزرگ برق در کشور طی سه دهۀ گذشته است که به طور متوسط بیش از ۳۳ درصد از مصرف برق را به خود اختصاص داده است به طوری که متوسط مصرف سرانه برق خانگی در ایران ۲۹۰۰ کیلووات ساعت است درحالی‌که متوسط مصرف جهانی زیر ۱۰۰۰ کیلووات ساعت است. بدین ترتیب متوسط مصرف سرانه برق خانگی در کشور ایران سه برابر متوسط جهانی است. از این رو برق مصرفی توسط خانوارهای ایرانی با در نظر گرفتن استانداردهای جهانی پاسخگوی ۲۰۰ میلیون نفر جمعیت است (گرامی فهیم، ۱۳۸۹). در استان آذربایجان شرقی نیز با توجه به اینکه حدود ۷۶ درصد تعداد مشترکین شرکت‌های توزیع نیروی برق را مشترکین خانگی تشکیل می‌دهند که سهمی معادل ۵ درصد را در کل کشور داراست و از طرف دیگر در حوزه تحت پوشش این شرکت‌ها بیش از ۳۹ درصد مصرف، به مصرف مشترکین خانگی اختصاص داردکه سهمی معادل ۳ درصد را در کل کشور داراست و با جمعیتی بیش از ۳۷۲۴۶۲۰ نفر اهمیت بررسی تقاضای برق خانگی استان را نشان می‌دهد. با توجه به مطالب بیان‌شده و نیز نظر به اهمیتی که منابع انرژی ازجمله برق در جوامع بشری دارد، ضروری است که ابعاد عرضه و تقاضای این عنصر حیاتی، بهتر شناخته شود علاوه بر این با توجه به کمبود امکانات و نیروگاه‌های لازم جهت تولید برق، ضرورت بررسی عرضه و تقاضای برق و نیز واکنش مصرف‌کنندگان در مقابل تغییرات قیمت این محصول آشکارتر می‌شود که این امر امکان برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری صحیح در رابطه با این انرژی را میسرتر می‌گرداند.

زی و همکاران[2] (۲۰۱۶) در مقاله تحت عنوان برآورد تقاضای برق در بخش مسکونی چین به برآورد تقاضای برق مسکونی با توجه به سه متغیر طراحی ساختمان، لوازم خانگی، مدیریت مصرف و با استفاده از روش رگرسیون خطی چند گانه پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مدیریت مصرف در خانوارها با تقاضای برف خانگی رابطه مثبت دارد و ساخت و ساز و لوازم خانگی، به خصوص مجموعه‌ای از لوازم تهویه مطبوع، مدت بهره‌برداری از تجهیزات برقی و منطقه اتاق تاثیر معناداری در تقاضا برق مسکونی دارد.

[1] International Energy Agency
[2] Xie *et al.*

لیو[3] (۲۰۱۵) در مقاله تحت عنوان تقاضای برق مسکونی در کره جنوبی به بررسی کشش‌های قیمتی و درآمدی با استفاده از داده‌های ماهانه از سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۳ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که کشش‌های قیمتی و درآمدی هر دو نزدیک به (قدر مطلق) ۰/۲۷ می‌باشد.

گیری سیو هوانگ[4] (۲۰۱۵) در مقاله تحت عنوان عوامل تعیین کننده مصرف برق خانگی در تایوان: شواهدی از رگرسیون چندک، به تجزیه و تحلیل عوامل موثر بر مصرف برق خانگی در تایوان برای دوره ۱۹۸۱-۲۰۱۱. پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که اثرات ویژگی‌های جمعیت شناختی، اقتصادی و اجتماعی، ویژگی‌های خانه مورد اقامت در میزان مصرف برق خانگی ممکن است مقادیر متفاوت و در طول زمان تغییرکند. نتایج تحقیق در مورد ویژگی خانوارها و درآمد و بعد خانوار نشان می‌دهد که خانوارهای با درآمد بالاتر، اندازه خانوار بزرگتر، اعضای مسن‌تر، مصرف برق بیشتری دارند. از نظر ویژگی‌ها خانه، مناطق مسکونی بزرگتر، خانه‌های با لوازم برقی بیشتر، خانه‌های که مالک آنها در آن ساکن هستند و خانه‌های چند طبقه به مصرف برق خانگی بالاتر بالاتری دارند. استراتژی‌هایی که برای کاهش مصرف برق به کار گرفته می‌شوند باید به گروه‌های خاص که تمایل دارند مصرف برق بالاتری داشته باشند تمرکز نماید.

کریشنامورتی و همکاران[5] (۲۰۱۵) در مقاله تحت عنوان تجزیه تحلیل تقاضای برق مسکونی در کشورهای OECD، به بررسی کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق در بین ۱۱ کشور OECD با استفاده از داده‌های مصرف سالانه برق برای ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد میزان مصرف به تغییرات قیمت بسیار حساس هست و کشش‌های متفاوت برای کشورها بدست امده است مثلا برای کره (قدر مطلق) ۰/۲۷ برای استرالیا ۱/۴ و برای اکثر کشورها بالای ۰/۵ بوده است. ولی تغییر در مصرف برق با توجه به تغییرات درآمد زیاد نبوده است. برای اکثر کشورها بین ۰/۰۷ تا ۰/۱۶ بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که علاوه بر اقدامات قیمتی اقدامات مدیریتی خانوارها هم نقش زیادی در در تقاضای برق مصرفی خانوارها دارد به‌طوری که می‌تواند به اندازه ۰/۰۲ تا ۰/۰۴ تاثیر گذار باشد.

فولرتون و همکارانش[6] (۲۰۱۵) در مقاله تحت عنوان تقاضای برق مسکونی در ایالت آرکانزاس، به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق مسکونی با استفاده از روش تصحیح خطا می‌پردازد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که افزایش قیمت برق در بلندمدت بر کاهش مصرف برق تاثیر دارد ولی در کوتاه‌مدت ندارد و با توجه به تغییرات درآمد خانوارها، برق مسکونی بعنوان کالای نرمال محسوب می‌شود و اینکه در بلندمدت کشش درآمدی ۲ برابر کوتاه‌مدت است و این تغییرات مصرف برای بلندمدت و کوتاه‌مدت باعث ایجاد ظرفیت محدود در بورس سهام لوازم برقی خانگی می‌گردد و نتایج کلی نشان می‌دهد که افزایش ظرفیت تولید در آرکانزاس با استفاده از روش استاندارد باعث افزایش مصرف می‌گردد.

یاپ و بخت[7] (۲۰۱۴) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۱ کشور مالزی با استفاده از مدل لگاریتمی- لگاریتمی و اقتصادسنجی به برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی مصرف برق خانگی پرداخته‌اند که نتایج به ترتیب برابر با ۰/۸۴ و ۰/۱۳- بدست آمده است.

ژو و تنگ[8] (۲۰۱۳) در مقاله تحت عنوان برآورد تقاضای برق مسکونی شهری در چین با استفاده از داده‌های خانوارها به بررسی کشش‌های درآمد و قیمتی تقاضای برق و همچنین تاثیر شیوه زندگی بر تقاضای برق با استفاده از داده‌های نظر سنجی سالانه خانوارهای شهری از استان سیچوان برای دوره‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۹ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد کشش قیمت و درآمد به‌تر تیب در محدود ۰/۳۵- تا ۰/۵۰- و ۰/۱۴ تا ۰/۳۳ هست و همچنین متغیرهایی مثل میزان جمعیت، اندازه خانه و لوازم برقی خانگی تاثیری معنی‌دار بر تقاضای برق مسکونی دارند.

[3] Liu
[4] Hsiu Huang
[5] Krishnamurthy *et al.*
[6] Fullerton *et al.*
[7] Yap and Bekhet
[8] Zhou and Teng

کبولا[9] (۲۰۱۲) با استفاده از روش P2sls عوامل تعیین کننده مصرف برق را در امریکا در طی سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار داد. بر اساس این مدل مصرف سالانه برق برای هر مصرف‌کننده خانگی، تابعی فزاینده از درجه سردی هوا، سرانه درآمد شخصی قابل تصرف و قیمت واقعی هر واحد گاز طبیعی و تابعی کاهنده از قیمت هر واحد برق و مقدار استفاده از گاز طبیعی برای گرمایش بخش خانگی است. همچنین مصرف برق تابعی مثبت از ظرفیت تولید نیروی برق در تابستان است.

اشچانف و همکاران[10] (۲۰۱۲) در مقاله‌ای مشترک با استفاده از داده‌های تابلوی شش ساله در ۱۲ ناحیه، تقاضای برق خانگی خورزم ازبکستان را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس مطالعه آنها در کوتاه‌مدت تقاضای برق خانگی در مقابل تغییرات قیمت کم کشش است. همچنین کشش درآمدی نیز مقدار کمی را نشان می‌دهد. درعوض متغیر نرخ صنعتی شدن در تعیین تقاضای برق برای بخش خانگی اهمیت بالای دارد.

مطالعاتی نیز در ایران صورت گرفته که از جمله آنها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله تحت عنوان برآرد تَابع تقاضای برق در بخش‌های خأنگی و صٌنعتی ایران با بِه کارگیری الگَوی سری زمأنی ساختاری (STSM)، توابع تقاضای برق ایران در بخش‌های خانگی و صنعتی طی دوره ۱۳۵۵-۱۳۹۰ براورد کردند. به کارگیری این روش در براورد توابع تقاضا موجب لحاظ نمودن روند اساس تقاضای انرژی (UEDT) به عنوان متغیر نامشهود (غیر قابل اندازه‌گیری کمی) و تصریح آن به صورت یک فرایند تصادفی از طریق روش حداکثر راست نما و فیلتر کالمن می‌شود. در نتیجه از برآوردهای اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی پرهیز می‌شود نتایج نشان می‌دهد که ماهیت روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT) در تابع تقاضای برق بخش صنعتی، مدل سطح نسبی با انتقال و در تابع تقاضای برق در بخش خانگی مدل روند بکنواخت می‌باشد. همچنین تقاضای برق در بخش‌های مذکور نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است. لذا به کارگیری سیاست‌های نظیر افزایش کارایی لوازم الکتریکی و نیز تعیین محدوده کشش پذیری برای قیمت برق و قیمت‌گذاری بر مبنای مصرف مشترکین، برای کاهش مصرف برق در بخش خانگی و صنعتی کشور پیشنهاد می‌شود.

جلایی و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله تحت عنوان براورد تابع تقاضای برق خانگی خانگی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۱ - ۱۳۸۸ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج بدست امده قیمت برق در بخش خانگی ایران تاثیر اندکی بر مصرف برق در این بخش دارد. همچنین تاثیر قیمت انرژی‌های جانشین نظیر گاز طبیعی و نفت بر مصرف برق اندک است. همچنین نتایج حاکی از این است که مصرف برق دربخش خانگی بیشتر تحت تاثیر عادات مصرفی بوده است.

کروکی و محمدی (۱۳۹۲) در مقاله تحت عنوان تابع تقاضای برق خانگی استان‌های سرد و گرم، در این پژوهش به برآورد و مقایسه تابع تقاضای خانگی برق برای دو گروه استان‌های سردتر و گرمتر از میانگین کشوری پرداخته‌اند. درگروه استان‌های گرم ۱۵ استان و در گروه استان‌های سرد ۱۳ استان جای گرفته‌اند. معیار این گروه بندی متوسط دمای سال ۱۳۸۸کل کشور بوده است. استان‌هایی که متوسط دمای آنها از این میانگین بالاتر در گروه استان‌های گرم و استان‌هایی که متوسط دمای آنها از این میانگین کمتر در گروه استان‌های سرد جای گرفته‌اند. دوره مطالعه ما سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۸ بوده و برای تخمین مدل از روش GMM استفاده شده. این روش روی تابع تقاضایی که انرژی به شکل صریح در تابع مطلوبیت وارد شده اعمال شده است. نتایج مطالعه ما نشان می‌دهد که کشش پذیری تقاضای خانگی برق استان‌های گرم نسبت به مصرف برق دوره قبل،درآمد، قیمت برق، متوسط دمای بهار،تابستان،پاییز و زمستان به ترتیب ۰/۰۸،-۰/۰،۱۹/۴۷ -۰/۲۶،-۰/۰،۱۹/۰،۱۳/۷۶ ودر گروه استان‌های سرد به ترتیب ۰۳/۰،-۰/۰،۲۹/۲۹ ،-۰/۲۷،-۰/۰،۳۲/۰،۱۸/۶۴ می‌باشد

پاکروان (۱۳۸۷) تابع تقاضای برق خانگی استان آذربایجان غربی را برای دوره‌ی ۱۳۶۰-۱۳۸۴ و با روش OLS تخمین زده است. او نیز تقاضای برق در بخش خانگی این استان را تابعی از متغیرهای قیمت واقعی برق، مصرف برق دوره‌ی قبل، تعداد مشترکین خانگی و هزینه‌ی خانوارها در نظرگرفته است.

[9] Cebula
[10] Eshchanov *et al.*

عبدخانی (۱۳۸۵) تابع تقاضای برق خانگی استان ایلام را با استفاده از روش OLS برآورد کرده است، او با در نظر گرفتن اینکه تقاضای خانگی برق استان ایلام تابعی از قیمت واقعی برق بخش خانگی، درآمد واقعی خانوار، قیمت واقعی سوخت‌های جایگزین و تعداد مشترکین بخش خانگی می‌باشد، کشش‌های قیمتی، درآمدی و جانشینی تقاضای برق خانگی این استان را به ترتیب ۲/۳۵- و۲/۰۱ و ۲/۵۴ محاسبه کرده است.

حلافی و اقبالی (۱۳۸۴) توابع تقاضای بلندمدت برق خانگی و صنعتی استان خوزستان را برای دوره‌ی ۱۳۵۰ -۸۰ ۱۳را با استفاده از روش الگوی خودتوزیع با وقفه‌های گسترده ARDL برآورد کردند. بر اساس برخی از نتایج این تحقیق در هیچ کدام از توابع برق خانگی و صنعتی، متغیر قیمت انرژی جانشین برق معنی‌دار نبوده است. همچنین برآورد مدل تصحیح خطا برای هر دو تابع، نشان‌دهنده‌ی سرعت بالای تعدیل مدل تقاضای برق به سمت مقادیر بلندمدت بوده است.

اصغری (۱۳۸۴) تابع تقاضای برق خانگی استان تهران را با استفاده از روش GLS و اطلاعات دوره‌ی زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۲ تخمین زده است. او تقاضای برق خانگی استان تهران را تابعی از قیمت متوسط برق خانگی، قیمت متوسط وزنی حامل‌های جانشین انرژی برق در بخش خانگی، هزینه‌ی خانوارهای استان تهران به دلیل غیر قابل اعتماد بودن آمار درآمد خانوارها، هزینه یخانوار جانشین آن شده است(و مصرف برق دوره قبل در نظر گرفته و کشش‌های قیمتی، درآمدی و جانشینی تقاضای برق استان تهران را به ترتیب برابر ۲/۷۴-، ۲/۱۰، ۲/۴ محاسبه کرده است .همچنین طبق محاسبات او کشش تقاضای برق خانگی استان تهران نسبت به مصرف برق دوره‌ی قبل برابر با ۲/۳۰ بوده است.

لطفعلی‌پور و لطفی (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر تقاضای برق را در استان خراسان بین سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۸۰ مورد بررسی قراردادند. یافته‌های آنها حاکی از آن هست که قیمت برق و هزینه خانوار تأثیر معناداری بر مصرف برق ندارد. انرژی برق و سایر سوخت‌های جایگزینی (گاز) نمی‌توانند به‌راحتی جایگزین شوند و ضریب متغیر مصرف دوره قبل نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان طبق عادات مصرفی خود عمل می‌کنند. بر اساس برآورد آنها کشش‌های قیمتی و درآمدی برق بی‌معنی بوده و از مدل حذف شده‌اند و کشش متقاطع تقاضای برق نسبت به حامل‌های انرژی نفت سفید و گاز، مثبت بوده و مقدار بسیار پایین را نشان می‌دهد.

به این ترتیب، با توجه به مقدمه پیشگفته، هدف اصلی این مطالعه برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان آذربایجان شرقی و تحلیل و بررسی کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت در این بخش است.

**روش تحقیق**

بر اساس نظریه اقتصاد خرد تقاضای مصرف‌کنندگان تابعی است از قیمت کالا، درآمد مصرف‌کننده، قیمت سایر کالاهای جانشین و مکمل، و احتمالاً برخی متغیرهای جمعیت‌شناختی. در تحقیق حاضر نیز تقاضا برای انرژی برق مسکونی خانوارهای شهرنشین در استان آذربایجان شرقی تابعی از متغیرهای قیمت برق، قیمت نفت به عنوان کالای جانشین، متوسط درآمد خانوارهای شهری، و متغیر رشد جمعیت لحاظ شد. گفتنی است متغیرهای قیمت و درآمد پس از تورم‌زدایی به‌صورت واقعی در مدل وارد شدند. همچنین، برخی متغیرهای دیگر مثل گاز نیز می‌توانست به‌عنوان کالای جانشین لحاظ شود که به دلیل این که مصرف آن در همه سال‌ها و برای همه مردم شهرنشین فراگیر نبوده است و نیز به دلیل این که قیمت آن با قیمت نفت تاحدی همخوانی داشت لذا، فقط قیمت نفت به عنوان نماینده هر دو منبع انرژی نفت و گاز وارد مدل شد.

شایان ذکر است متغیر وابسته تابع تقاضای برق به دو شکل مصرف کل و مصرف سرانه مورد توجه قرار گرفت و به ازای هر کدام یک تابع اقتصادسنجی برآورد شد. برای برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان آذربایجان شرقی از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ استفاده می‌شود. استفاده از داده‌های سری زمانی مستلزم بهره‌گیری از رهیافت‌های نوین اقتصادسنجی سری زمانی است.

در این مطالعه مدل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده[11] (ARDL) برای بررسی همگرایی بین متغیرها به کار گرفته می‌شود. رویکرد ARDL برای بررسی هم‌جمعی از مزایای ویژه‌ای برخوردار است: نخست این‌که این رویکرد بین متغیرهای

[11] Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

وابسته و توضیحی تفاوت قایل می‌شود و مشکل درونزایی را حل می‌کند؛ دوم اینکه اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور هم‌زمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم‌افتاده خودهمبستگی را برطرف می‌کند. سوم این‌که صرف نظر از درجه هم‌گرایی تخمین‌ها، سعی در تشخیص و تخمین مدل دارد و دیگر نیازی به آزمون ریشه واحد نیست. در روش ARDL برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش دومرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد (نوفرستی، ۱۳۹۲).

در مرحله اول وجود ارتباط درازمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. برای این منظور مدل پویای ARDL تخمین زده می‌شود در این مدل اگر مجموع ضرایب برآورد شده با وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد. لذا برای آزمون همگرائی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد.

$$H_0: \sum_{i=1} mB_i - 1 \geq 0 \qquad (۱)$$
$$H_1: \sum_{i=1} mB_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1} mB_i - 1}{\sum_{i=1} mS_{B_i}} \qquad (۲)$$

حال با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه‌شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[12] سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. فرم کلی رابطه ARDL بصورت زیر است.

$$y_t = B_0 - \sum_{i=2}^{m} B_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{n} a_{i1} x_{t-i} + \sum_{k=0}^{h} a_{i2} z_{t-i} + \cdots + u_t \qquad (۳)$$

که در آن $y_{t-i}$ وقفه iام از متغیر وابسته است و $x$ و z مجموعه‌ای از متغیرهای مستقل است که هر کدام می‌تواند با چند وقفه وارد مدل شود. در روش ARDLحداکثر تعداد وقفه‌های متغیر توسط پژوهشگر با توجه به تعداد مشاهدات و ماهیت الگو تعیین می‌شود و سپس مدل بهینه بر اساس یکی از معیارهای آکائیک[13]، شوارتز -بیز[14]، حنان کوئین[15] و $R^2$ انتخاب می‌شود. سپس رابطه تعادلی بلندمدت برآورد می‌شود. یکی از ویژگی‌های روش ARDL آن است که علاوه بر روابط بلندمدت، می‌تواند الگوی تصحیح خطا (ECM) را نیز ارائه کند که پس از ارایه رابطه بلندمدت برآورد می‌شود.

تمام داده‌های پژوهش حاضر از وب سایت رسمی مرکز آمار ایران استخراج شده و سال پایه ۱۳۸۳ در نظر گرفته شده است. در این پژوهش برای الگوسازی مدل‌های اقتصادسنجی از نسخه ۴ نرم‌افزار microfit بهره گرفته شده است.

## یافته‌ها

در این بخش از مقاله نتایج برآورد دو مدل برای تابع تقاضای برق خانگی استان آذربایجان گزارش می‌شود. در جدول (۱) ضرایب تخمینی دو مدل ARDL به همراه آماره t آنها بیان شده است. هر دو مدل به شکل ARDL(1,0,1,3,0) برآورد شده است که در آن متغیر وابسته مقدار تقاضای برق (چه در شکل مقدار کل مصرف برق، EC، و چه مقدار سرانه مصرف برق، ECP) تنها با یک وقفه وارد مدل شده است. متغیر قیمت واقعی برق، PRER، بدون وقفه (فقط در سطح) وارد مدل شده است. متغیر قیمت واقعی نفت، POR، به همراه یک وقفه خود در مدل وارد شده است. متغیر درآمد واقعی، TRR، به همراه سه وقفه خود وارد مدل شده است و در نهایت متغیر رشد جمعیت، PPG، بدون وقفه (فقط در سطح) وارد مدل شده است. افزون بر این در هر دو مدل، علاوه بر ضریب عرض از مبداء، C، متغیر روند، T، نیز وارد مدل شده است که در سطح یک درصد معنی‌دار است. همان‌طور که از نتایج مشخص است ضریب تعیین R2 و آماره F حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل‌ها دارد و همچنین، نتایج آزمون‌های تشخیصی، برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، نرمال‌بودن جملات پسماند، وجود واریانس همسانی و شکل تبعی صحیح مدل) را برای همه مدل‌ها تأیید می‌کند.

[12] Banerjee, Dolado & Mester
[13] Akaike
[14] Schwarts – Bayesian
[15] Hannan - Quinn

**جدول ۱) نتایج تخمین الگوی پویای ARDL(1,0,1,3,0) تقاضای برق در استان آذربایجان شرقی**

| متغیرها | مدل اول (متغیر وابسته: مقدار کل مصرف برق) | | مدل دوم (متغیر وابسته: مقدار سرانه مصرف برق) | |
|---|---|---|---|---|
| | ضرایب | آماره t | ضرایب | آماره t |
| EC(-1) | ۰/۳۲۱۶۱ | ۲/۱۸۰۷[۰/۰۴۴] | | |
| ECP(-1) | | | ۰/۳۵۹۹۵ | ۲/۶۵۲۹[۰/۰۱۷] |
| PRER | -۱۵۳۹۸۳ | -۲/۹۷۰۷[۰/۰۰۹] | -۰/۰۶۱۴۶ | -۳/۶۵۴۶[۰/۰۰۲] |
| POR | -۲۰۳۲۳/۵ | -۲/۵۳۴۸[۰/۰۲۱] | -۰/۰۰۳۰۸ | -۱/۲۷۲۶[۰/۲۲۰] |
| POR(-1) | ۹۵۳۹۵/۲ | ۴/۶۲۷۲[۰/۰۰۰] | ۰/۰۳۸۴۹۱ | ۵/۵۲۲۴[۰/۰۰۰] |
| TRR | ۰/۱۶۶۰۲ | ۰/۹۸۰۳۹[۰/۳۴۱] | ۷/۴۷E-۰۸ | ۱/۵۳۷۶[۰/۱۴۳] |
| TRR(-1) | ۰/۲۱۷۳۴ | ۱/۰۴۴۴[۰/۳۱۱] | ۵/۷۶E-۰۸ | ۰/۹۵۷۹۹[۰/۳۵۱] |
| TRR(-2) | -۰/۱۷۵۱۴ | -۰/۸۲۲۵۴[۰/۴۲۲] | -۵/۲۶E-۰۸ | -۰/۸۶۱۹۳[۰/۴۰۱] |
| TRR(-3) | ۰/۵۲۰۷۶ | ۳/۰۵۷۱[۰/۰۰۷] | ۱/۴۴E-۰۷ | ۳/۰۰۲۲[۰/۰۰۸] |
| PPG | ۳۰۴۹/۸ | ۰/۲۵۷۳۹[۰/۸۰۰] | -۰/۰۰۱۴۳ | -/۴۲۶۳۱[۰/۶۷۵] |
| C | -۸۲۷۹۲/۹ | -۱/۷۱۱۱[۰/۱۰۵] | ۰/۰۰۷۹۴۴ | ۰/۵۹۸۱۶[۰/۵۵۸] |
| T | ۳۹۶۱۵ | ۳/۹۸۰۹[۰/۰۰۱] | ۰/۰۰۸۷۲ | ۳/۷۵۹۱[۰/۰۰۲] |
| $R^2$ | ۰/۹۹۸۰۹ | | ۰/۹۹۷۶۷ | |
| F | ۸۸۸/۵۰[۰/۰۰۰] | | ۷۲۷/۴۴[۰/۰۰۰] | |
| آزمون‌های تشخیصی | | | | |
| خودهمبستگی | ۰/۰۷۲۰۳۸[۰/۷۸۸] | | ۱/۱۰۹۲[۰/۲۹۲] | |
| آزمون فرم تبعی مدل | ۱/۰۴۰۷[۰/۳۰۸] | | ۰/۰۱۰۶۷۶[۰/۹۱۸] | |
| آزمون نرمال‌بودن | ۰/۰۸۵۷۸[۰/۶۷۷] | | ۰/۲۶۵۳۷[۰/۸۷۶] | |
| واریانس ناهمسانی | ۰/۳۳۷۲۴[۰/۵۶۱] | | ۰/۰۲۰۸۲۱[۰/۸۸۵] | |

اعداد داخل کروشه بیانگر سطح معنی‌داری هستند.

پس از برآورد معادله پویا، برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت (کاذب نبودن رگرسیون) باید آزمون انجام داد. برای انجام این آزمون باید ضریب با وقفه متغیر وابسته را از یک کم کرده و بر انحراف معیارش تقسیم نمود. این آزمون برای مدل‌های مورد نظر انجام شده و آماره t محاسباتی در جدول (۲) ارایه شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود برای هر دو مدل، مقدار آماره t محاسباتی از مقادیر بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (۳/۸۲-)، به لحاظ قدر مطلق بزرگ‌تر می‌باشد به عبارت دیگر بر اساس این آزمون، فرضیه صفر مبنی برعدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

**جدول ۲) آماره t محاسباتی جهت تأیید وجود رابطه بلندمدت**

| | مدل اول | مدل دوم |
|---|---|---|
| آماره t | -۴/۵ | - ۷/۰۱ |

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان، روابط بلندمدت را تفسیر نمود. در جدول (۳) و (۴) آورده شده است. براساس نتایج مندرج در جدول (۳) رابطه بلندمدت و معنی‌دار متغیرهای قیمت واقعی برق، قیمت واقعی نفت، و درآمد مصرف‌کننده و نیز متغیر روند زمانی در هر دو مدل تقاضای کل و تقاضای سرانه وجود دارد. علامت‌های متغیرها نیز مطابق انتظار تئوریک است به‌طوری که برای متغیر قیمت برق منفی و برای متغیر درآمد مثبت است. همچنین برای قیمت نفت مثبت است که حاکی از تأیید جانشینی این منبع انرژی با برق است. همچنین، وجود رابطه مثبت و معنی‌دار متغیر روند زمانی بیانگر افزایش نقش برق در زندگی خانوارهای شهرنشین استان آذربایجان شرقی در دوره مورد مطالعه دارد.

جدول ۳) ضرایب بلندمدت تقاضای برق در استان آذربایجان شرقی

| متغیرها | مدل اول | | مدل دوم | |
|---|---|---|---|---|
| | ضرایب | آماره t | ضرایب | آماره t |
| قیمت واقعی برق | -۲۲۶۹۸۳ | -۳/۲۴۹۱[۰/۰۰۵] | -۰/۰۹۶۰۲ | -۴/۵۵۱۸[۰/۰۰۰] |
| قیمت واقعی نفت | ۱۱۰۶۶۱/۶ | ۲/۸۵۲۶[۰/۰۱۱] | ۰/۰۵۵۳۲۸ | ۴/۷۱۷۱[۰/۰۰۰] |
| درآمد واقعی مصرف‌کننده | ۱/۰۷۴۶ | ۳/۱۵۹۷[۰/۰۰۶] | ۳/۵۰E-۰۷ | ۳/۳۰۲۳[۰/۰۰۴] |
| رشد جمعیت | ۴۴۹۵/۷ | ۰/۲۶۵۰۵[۰/۷۹۴] | -۰/۰۰۲۲۴ | -/۴۰۵۸۶[۰/۶۹۰] |
| مقدار ثابت | -۱۲۲۰۴۳ | -۱/۸۰۶۱[۰/۰۸۹] | ۰/۰۱۲۴۱۲ | ۰/۶۰۶۲۶[۰/۵۵۲] |
| روند | ۵۸۳۹۵/۷ | ۱۸/۸۲۰۶[۰/۰۰۰] | ۰/۰۱۳۶۲۴ | ۱۳/۴۳۲۴[۰/۰۰۰] |

جدول۴) کشش‌های قیمتی، تقاطعی و درآمدی تقاضای برق در استان آذربایجان شرقی

| نوع کشش | مدل اول | مدل دوم |
|---|---|---|
| قیمتی | -۰/۲۰ | -۰/۲۹ |
| متقاطع | ۰/۱۳ | ۰/۲۳ |
| درآمدی | ۰/۳۳ | ۰/۳۷ |

جدول (۴) نتایج برآورد کشش‌های قیمتی، تقاطعی و درآمدی تقاضای برق در استان آذربایجان شرقی را گزارش کرده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت براساس هر دو مدل برآوردی، کشش قیمتی تقاضای برق مسکونی در استان کوچکتر از یک است. به‌طوری که با یک درصد افزایش قیمت واقعی برق مقدار مصرف کل برق فقط ۰/۲ درصد و مقدار مصرف سرانه کمتر از ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد. این مسأله از یک سو بیانگر ضروری‌تر شدن مصرف این منبع انرژی در سبد مصرفی خانوارها بوده و از سوی دیگر، یادآور محدودیت اثرگذاری سیاست‌های قیمتی برای چنین کالاهایی است. همچنین، کشش تقاطعی بین برق و نفت بیان می‌کند که با یک درصد افزایش قیمت نفت مقدار تقاضای کل برق حدود ۰/۱۳ درصد و مقدار مصرف سرانه حدود ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابد. در این میان متغیر درآمد دارای بیشترین اثر است و نشان می‌دهد با هر یک درصد افزایش در متوسط سطح درآمد خانوارهای شهری مقدار تقاضای کل برق حدود ۰/۳۳ درصد و مقدار تقاضای سرانه برق حدود ۰/۳۷ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۵) ضرایب مدل تصحیح خطا (ECM) تقاضای برق در استان آذربایجان شرقی

| متغیرها | مدل اول (متغیر وابسته: مقدار کل مصرف برق) | | مدل دوم (متغیر وابسته: مقدار سرانه مصرف برق) | |
|---|---|---|---|---|
| | ضرایب | اماره t | ضرایب | اماره t |
| dPRER | -۱۵۳۹۸۳ | -۲/۹۷۰۷[۰/۰۰۸] | -۰/۰۶۱۴۶ | -۳/۶۵۴۶[۰/۰۰۲] |
| dPOR | -۲۰۳۲۳/۵ | -۲/۵۳۴۸[۰/۰۲۰] | -۰/۰۰۳۰۸ | -۱/۲۷۲۶[۰/۲۱۹] |
| dTRR | ۰/۱۶۶۰۲ | ۰/۹۸۰۳۹[۰/۳۳۹] | ۷/۴۷E-۰۸ | ۱/۵۳۷۶[۰/۱۴۱] |
| dTRR1 | -۰/۳۴۵۶۲ | -۱/۹۷۵۱[۰/۰۶۳] | -۹/۱۵E-۰۸ | -۱/۸۶۳۷[۰/۰۷۸] |
| dTRR2 | -۰/۵۲۰۷۶ | -۳/۰۵۷۱[۰/۰۰۶] | -۱/۴۴E-۰۷ | -۳/۰۰۲۲[۰/۰۰۷] |
| dPPG | ۳۰۴۹/۸ | ۰/۲۵۷۳۹[۰/۸۰۰] | -۰/۰۰۱۴۳ | -/۴۲۶۳۱[۰/۶۷۵] |
| dC | -۸۲۷۹۲/۹ | -۱/۷۱۱۱[۰/۱۰۳] | ۰/۰۰۷۹۴۴ | ۰/۵۹۸۱۶[۰/۵۵۷] |
| dT | ۳۹۶۱۵ | ۳/۹۸۰۹[۰/۰۰۱] | ۰/۰۰۸۷۲ | ۳/۷۵۹۱[۰/۰۰۱] |
| ecm(-1) | -۰/۶۷۸۳۹ | -۴/۵۹۹۸[۰/۰۰۰] | -۰/۶۴۰۰۵ | -۴/۷۱۷۳[۰/۰۰۰] |
| $R^2$ | ۰/۸۷۹۸۱ | | ۰/۸۱۳۳۶ | |
| F | ۱۵/۵۵۵۲[۰/۰۰۰] | | ۱۵/۹۵۷۵[۰/۰۰۰] | |

در ادامه برای بررسی این‌که تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح– خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. نتایج مندرج در جدول (۵) نشان می‌دهد کلیت هر دو مدل از نظر اقتصادسنجی قابل قبول است. ضریب ECM در هر دو مدل منفی و کوچک‌تر از یک و در سطح یک درصد معنادار می‌باشد. بنابراین وجود هم‌گرایی یکسان در مدل‌ها تأیید می‌شود. مقدار عددی ضریب تصحیح خطا برای مدل تقاضای کل برق نزدیک به ۰/۶۸ و برای مدل تقاضای سرانه برق ۰/۶۴ می‌باشد . براین اساس به‌صورت کلی می‌توان گفت هر گونه عدم تعادل ایجادشده در تقاضای برق و انحراف از تعادل بلندمدت در طول مدت زمان حدود ۱/۵ سال برطرف می‌شود.

## بحث و نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر، تقاضای برق خانگی برای استان آذربایجان شرقی در دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور توابع تقاضای بلندمدت برق خانگی برآورد شد و مقادیر عددی کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد که برای تقاضای برق خانگی استان آذربایجان شرقی به دو شکل کلی و سرانه توابع بلندمدت با ثبات استخراج شد. در بحث کشش‌های قیمتی و درآمدی این نتیجه به دست آمد که تقریبا در تمامی توابع، تقاضای برق نسبت به قیمت برق و قیمت جانشین آن (نفت) و حتی نسبت به درآمد کم‌کشش است. همچنین، برآورد الگوی تصحیح خطا، حکایت از سرعت بالای تعدیل مدل تقاضای برق به سمت مقادیر بلندمدت دارد.

به‌طور کلی، نتایج مطالعه نشان داد برق یک کالای نسبتاً ضروری در سبد مصرفی خانوارهای شهری است و مقدار وابستگی به آن در طول زمان رو به افزایش بوده است. به این ترتیب، مصرف‌کننده برق در بخش خانگی در قبال تغییر قیمت نفت، نمی‌تواند واکنش چندانی از خود نشان دهد. این مسأله بر محدودیت ابزارها و سیاست‌های قیمتی در جهت‌دهی به رفتار مصرف‌کنندگان دلالت دارد. به‌طوری که راهکارهای زیرساختی و نیز فرهنگ‌سازی در این زمینه در کنار ابزارهای قیمتی باید مورد توجه قرار گیرد.

## منابع


- اصغری، حامد (۱۳۸۴). تحلیل و برآورد تابع تقاضای برق خانگی و صنعتی در استان تهران. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- امینی فرد، عباس، استدلال، سارا (۱۳۸۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران : یک رهیافت هم‌تجمعی. هجدهمین کنفرانس بین‌المللی برق. تهران، شرکت توانیر، پژوهشگاه نیرو، http://www.civilica.com/Paper-PSC18-PSC18_211.html
- پاکروان، بایرام (۱۳۸۷). بررسی تابع تقاضای برق خانگی و صنعتی برای استان آذربایجان غربی. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- پژویان، جمشید، محمدی، تیمور(۱۳۷۹)، قیمت‌گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی. ص ۳۹ -۶۱ .
- ترازنامه انرژی ایران سال ۱۳۹۲.
- جلایی، سید عبدالمجید، جعفری، سعید، لاری، صالح انصاری (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، سال دوم، شماره ۸، صفحات ۹۲-۶۲
- حلافی، حمیدرضا، اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴). برآورد تابع تقاضای برق استان خوزستان به تفکیک خانگی و صنعتی. فصلنامه پژوهشی اقتصای مقداری، دوره دوم، شماره ۲.
- عبدخانی، روح‌اله (۱۳۸۵). بررسی تابع تقاضای مصرف برق بخش‌های مختلف خانگی، صنعتی، عمومی و کل استان ایلام. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا لطفی، احمد (۱۳۸۳). برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان خراسان. فصلنامه دانش و توسعه، شماره ۱۵، صص ۶۸-۴۷.

– لطفعلی‌پور، محمدرضا، فلاحی، محمدعلی، ناظمی معزآبادی، سیما (۱۳۹۴). برآورد تابع تقاضای برق در بخش خانگی و صنعتی ایران با به کارگیری الگوی سری زمانی ساختاری (stsm). فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، سال چهارم، شماره‌ی ۳۱، صفحات: ۱۸۷-۲۰۸.
– مرکز آمار ایران، نتایج تفصیلی آمارگیری از بودجه خانوار شهری.۱۳۶۰ ـ ۱۳۹۰.
– مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، ۱۳۶۰-۱۳۹۰.
– محمدی، تیمور، کروکی، مهدیه (۱۳۹۳). مقایسه‌ی تقاضای خانگی برق استان‌های سرد و گرم. فصلنامه‌ی مطالعات اقتصادی انرژی، سال دهم، شماره ۴، صفحات ۲۰-۱.
– نوفرستی، محمد (۱۳۹۲) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران. نشر رسا. ۱۹۰ صفحه.
– وزارت نیرو، شرکت برق منطقه استان آذربایجان شرقی، مدیریت آمار.
– Cebula, R.J.(2012), Recent Evidence on Determinants of Per Residential Customer Electricity Consumption in the US: 2001-2005, Journal of Economics and Finance, Vol. 36, No. 4, PP.925-936.
– Du, G., Lin, W., Sun, C., & Zhang, D., (2015). Residential electricity consumption after the reform of tiered pricing for household electricity in China. Applied Energy 157 (2015) 276–283.
– Eshchanov, B., Grinwis, M. & S.Salaev (2012), Price and Income Elasticity of Residential Electricity Consumption in Khorezm Cotton, Water, Salts and Soums (pp.155-167): Springer.
– Fullerton, T., M., Resendez, L., M., & Walke,A., G.(2015).the International Journal of Energy Economics and Policy, 5(4), 1065-1072.
– Hsiu Huang, W. (2015). The determinants of house hold ele ctricity consumption in Taiwan: Evidence from quantile regression.
– IEA. (2012). IEA database, http://data.iea.org/ieastore/statslisting.asp.
– Krishnamurthy, k., Kiran, C., & Kriström, B. (2015). A cross-country analysis of residential electricity demand in 11 OECD-countries. Resource and Energy Economics 39 (2015) 68–88.
– Liu, T. (2015). The Residential Demand for Electricity in South Korea. International Journal of Economics and Empirical Research. 2015, 3(2), 73-85.
– Xie, Q., Ouyang, H., & Gao, X. (2016). Estimation of electricity demand in the residential buildings of China based on household survey data. The international journal of hydrogen energy x x x (2016) 1 – 8.
– Yap, L., & Bekhet, H. (2015). Examining the Feedback Response of Residential Electricity Consumption towards Changes in its Determinants: Evidence from Malaysia. The International Journal of Energy Economics a nd Policy, 5(3), 772-781.