برآورد تابع تقاضای برق خانگی ایران با استفاده از مفهوم هم‌جمعی و توجه به تغییر ساختار در سال‌های۱۳۸۹-۱۳۵۵

مجید هاتفی مجومرد [۱]، ام‌البنین جلالی [۲] ، رضا علائی [۳]

تاریخ دریافت مقاله: ۹۵/۰۶/۲۰

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۵/۱۱/۱۸

چکیده:

برق به عنوان یکی از زیرساختارهای مهم در امنیت ملی و ثبات سیاسی اجتماعی کشور نقش تعیین کننده‌ای دارد به طوری که نظام‌ها و تسهیلات درون شهری و حتی برون شهری به تداوم خدمات برق وابسته است. صنعت برق در سراسر جهان در حال حرکت به سمت بازارهای رقابتی و فرآیند تجدید ساختار است. ایران نیز در حال گذار از ساختار انحصار طبیعی به بازارهای رقابتی و ساختار جدیدی است که تولیدکنندگان برای فروش انرژی به رقابت با یکدیگر می‌پردازند. این مطالعه به بررسی تابع تقاضای مصرف برق خانگی به همراه بررسی تغییر ساختار قیمتی صورت گرفته طی سال‌های ۱۳۷۰- ۱۳۵۵ و ۱۳۸۹-۱۳۷۱ می‌پردازد که در این راستا، از مفاهیم آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر و آزمون هم‌جمعی دوربین- واتسون استفاده شده است. نتایج بیانگر آن است که در هر دو بازه زمانی، مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت نفت حساسیت بسیار اندک داشته‌اند، اما در بازه زمانی دوم، این وابستگی افزایش یافته و به‌طور کلی با افزایش جمعیت، تقاضای برق به طور فزاینده‌ای افزایش پیدا کرده است.

کلمات کلیدی:

تقاضای برق خانگی ایران، هم‌جمعی، روش انگل گرنجر، آزمون دوربین- واتسون

۱) دانشجوی دوره دکتری، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد یزد ، (نویسنده مسئول) mhatefi63@gmail.com
۲) دانشجوی دوره دکتری، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد یزد omijalali@yahoo.com
۳) دانشجوی دکتری شهید چمران اهواز rezaal66@gmail.com

مقدمه

در طول چند سال اخیر، روند توسعه کشور منجر به افزایش در مصرف برق شده است. به عبارت دیگر، مصرف برق طی این سال‌ها به‌طور میانگین سالانه ۷ درصد و در مجموع ۳۸ درصد رشد داشته است و این در حالی است که در همین زمان، مصرف برق بخش خانگی رشد ۲۸ درصدی را تجربه کرده است[1]. این افزایش‌ها را می‌توان ناشی از گسترش روزافزون وسایل برقی، منبع اصلی روشنایی بودن برق، غیر قابل ذخیره‌سازی بودن آن، نیاز به استفاده از برق در بخش‌های مختلف از جمله صنعت، نیاز مبرم ادارات و سازمان‌های دولتی و غیر دولتی به استفاده از این انرژی و مواردی از این قبیل دانست [۴].

بخش خانگی یکی از مهم‌ترین بخش‌های مصرف کننده برق است که بخش عمده‌ای از مصرف برق کشور مربوط به آن است. از طرفی، قیمت پرداختی مصرف کننده کمتر از هزینه نهایی آن است که آن نیز توسط دولت و از طریق یارانه تأمین می‌شود (همانطور که در بسیاری از نقاط دنیا مانند چین اتفاق می‌افتد [۳۲]. در واقع، پرداخت‌های مشترکین بر اساس هزینه تمام شده نبوده و در نرخ‌گذاری قیمت آن مسائل متعددی غیر از مسائل بهینگی در نظر گرفته می‌شود (مانند مسائل سیاسی و اجتماعی). نکته مهم در این زمینه تعیین تعرفه نیست، بلکه میزان و نوع اعمال آن است که دارای اهمیت بوده و اثر زیادی بر مصرف خواهد داشت. دلیل این اثرگذاری را نیز می‌توان عدم ایجاد رقابت و عدم ورود سرمایه‌گذار خصوصی به این بخش دانست. تعرفه‌های برق انواع متعددی دارد که عبارتند از تعرفه‌های خانگی، عمومی، تجاری، صنعتی، کشاورزی و روشنایی معابر[2]. با بررسی تعرفه‌های سال‌های اخیر، مشخص است که با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها، این تعرفه‌ها به واقعیت نزدیک شده‌اند، اما هنوز هم هزینه‌ها را به‌طور کامل پوشش نمی‌دهند. با توجه به مطالب مذکور و از آنجا که روند بی‌رویه مصرف برق منجر به واکنش مسئولان برای کاهش آن، از طریق فرهنگ‌سازی و واقعی کردن قیمت آن شده است، به نظر می‌رسد بررسی علمی آن کمک شایانی در جهت رفع مشکلات پیش آمده باشد. نوع اول مطالعات علمی در این زمینه، تخمین تابع تقاضای مصرف برق در بخش خانگی است که تاکنون چندین محقق به بررسی آن پرداخته‌اند [۴،۶]، اما آنچه از دید محققان پنهان مانده است، بررسی اثر تغییر ساختار بر این روند است. در واقع، یکی از جنبه‌های نوآوری این مقاله وارد کردن تغییر ساختار و بررسی اثرات آن بر تخمین تابع تقاضای مصرف برق بخش خانگی است. در همین راستا، این مطالعه به بررسی تابع تقاضای برق خانگی ایران در چارچوب شکست ساختاری بازه زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۹ خواهد پرداخت که در این راستا، ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: ادبیات موضوع در دو قسمت مطالعات خارجی و مطالعات داخلی ، در قسمت بعد روش تحقیق، سپس یافته‌های تحقیق و در انتها نتیجه‌گیری ارائه شده است.

---

1) pep.moe.gov.ir/getattachment/f0d7b91c-d68a-487c
2) pep.moe.gov.ir/getattachment/f0d7b91c-d68a-487c

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مبانی نظری

مصرف برق در بخش خانگی اصولاً توسط عوامل اقتصادی مانند فعالیت اقتصادی، درآمد خانوار، تعرفه‌های برق و جانشین‌های آن، شرایط زیست محیطی، افزایش جمعیت، تعداد خانوارها و ... توضیح داده می‌شود [۴۰، ۱۰، ۴۵، ۲۷]. دیگر متغیرهای توضیح دهنده مصرف برق مرتبط با تغییرات در سبک زندگی، سیاست‌های عمومی، شرایط جوی و نواحی و ... هستند که رفتارهای جدید، عادات و نیازهای اساسی را تحریک می‌کنند [۴۹، ۱۰]. اکثر مدل‌های ارائه شده در مطالعات، درآمد خانوار، تعرفه‌های برق و برخی عوامل دیگر را به عنوان عوامل تأثیرگذار بر مصرف برق در نظر گرفته‌اند [۴۸]. برای پرتغال، مدلی برای توضیح مصرف برق خانوار ارائه شد که متغیرهای مستقل آن را ناحیه زندگی خانوار، تعداد اعضای خانوار، شرایط هوا و دیگر عوامل تشکیل می‌دادند [۴۹]. در کشورهای G7 نیز مدلی مشابه ارائه گردید که تعرفه‌های گاز، قیمت وسایل خانگی، نرخ تعرفه‌های بین برق و گاز مایع و دما را به عنوان عواملی اثرگذار وارد مدل می‌کرد. در این مدل، بزرگنمایی نسبتاً بالای کشش بین تعرفه‌های برق و گاز مایع، ایده استفاده از گاز مایع به جای برق را برای کنترل تقاضای برق خانگی ارائه داده است [۴۱]. در نروژ نیز محققان متغیرهای دمای محیط زیست، قیمت و تعداد وسایل الکتریکی را به عنوان مهمترین متغیرهای اثرگذار بر مصرف برق در نظر گرفتند. آنها نتیجه گرفتند که شدت استفاده بیشتر از وسایل الکتریکی موجب مصرف بیشتر برق می‌شود درحالی که عادات هیچ اثری بر آن ندارد [۳۱، ۴۸]. در برزیل عواملی چون تعداد و شدت الکتریسیته خانوار به عنوان عوامل اثرگذار شناخته شده است [۱۰] و این در حالی است که عواملی مانند نواحی کشور و سطوح درآمد که با عادات یا رفتارهای مختلف سازگار می‌باشند، اثر کمتری بر مصرف داشته‌اند. با توجه به مطالب مذکور، مشخص است که اولاً، برای توضیح رفتار مصرف برق توسط خانوارها معمولاً از رگرسیون‌های خطی برای تخمین ضرایب یا محاسبه کشش‌ها استفاده می‌شود و ثانیاً، انتخاب متغیرها یا عوامل اثرگذار از طریق دسترسی به داده‌ها برای تحلیل محدود می‌شود [۴۰، ۴۵، ۴۱].

با توجه به مطالعات صورت گرفته و شرایط خاص ساختاری اقتصاد و صنعت برق در ایران، در این مطالعه سعی بر تعیین مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر مصرف برق خانگی ایران و محاسبه کشش‌های آنها با توجه به مدل رگرسیون خطی دارد. عواملی مانند ناحیه مورد بررسی، تعداد اعضای خانوار، قیمت برق، قیمت کالاهای جانشین مثل گاز مایع و بسیاری از عوامل دیگر را می‌توان عوامل اثرگذار بر مصرف برق خانگی در ایران دانست که در این میان، متغیرهای قیمت برق و گاز مایع، تعداد مشترکین، روند زمانی و یک متغیر موهومی برای بررسی اثر تغییر ساختار در این مطالعه استفاده شده است.

پیشینه تحقیق

بحران‌های مهم انرژی در دهه‌های ۷۰ و ۸۰ میلادی که ناشی از افزایش چشمگیر قیمت نفت می‌باشد[۱]، منجر به افزایش

---

۱) اولین بحران انرژی در سال ۱۹۷۳ و در پی تحریم کانادا، ژاپن، هلند، انگلستان و آمریکا توسط اعضای اوپک رخ داد.

قابل توجهی در مطالعات مربوط به تقاضای انرژی گردید، به طوری که در اوایل دهه ۷۰ شاهد مطالعات متعددی در خصوص برآورد تقاضای انرژی با استفاده از مدل‌های تخمینی مختلف می‌باشیم. هدف بسیاری از این مطالعات، اندازه‌گیری میزان تأثیر فعالیت‌های اقتصادی و قیمت‌های انرژی بر روی تقاضای انرژی بوده است. در ادامه مروری به برخی از این مطالعات در دو قسمت مطالعات خارجی و داخلی خواهیم داشت.

مطالعات خارجی

به طور کلی، مطالعات تقاضای انرژی را در سه دیدگاه متفاوت می‌توان بیان کرد.

یک مدل تقاضای خطی لگاریتم دو طرفه (Double-Log)

در این مدل، تقاضای انرژی عامل خطی مستقیم از قیمت انرژی و سایر عوامل محسوب می‌شود. هاث آکر به کمک داده‌های مقطعی و استفاده از روش حداقل مربعات نشان داد که کشش قیمتی تقاضای برق انگلستان اندک و کشش درآمدی تقاضای برق برای خانوارها زیاد است [۳۴]. هاث آکر و همکاران با استفاده از داده‌های مقطعی ۴۸ ایالت آمریکا، مصرف برق هر ایالت را برآورد کردند و نتایج بیانگر کشش ناپذیر بودن برق در برابر تغییرات قیمت و درآمد بود [۳۵]. اندرسن، تابع تقاضای برق ۵۰ ایالت آمریکا را به دست آورد. او میزان مصرف برق را تابعی از قیمت واقعی برق، درجه حرارت، قیمت گاز، بعد خانوار، درآمد واقعی شخصی و تعداد مشترکین در نظر گرفت و با روش حداقل مربعات نشان داد میزان مصرف برق، نسبت به تغییرات قیمت کم‌کشش و نسبت به تغییرات درآمد با کشش است [۱۲]. هالورسن، 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 در نظر گرفت. نتایج وی بیانگرکشش‌پذیر بودن تغییرات مصرف نسبت به تغییرات قیمت برق و کم‌کشش بودن نسبت به تغییرات درآمد است [۳۰].

وست لی، تقاضای برق خانگی کشور پاراگوئه را برآورد نمود و تقاضای برق را تابعی از درآمد خانوار، قیمت نهایی برق، مساحت زیربنا و بعد خانوار در نظر گرفت [۲۹]. گلاکپ و فازولار به بررسی تابع تقاضای برق برای هفت کشور آفریقایی غنا، نیجریه، نیجر، توگو، بنین، بورکینافاسو و ساحل عاج پرداختند. در بین این هفت کشور، نیجریه و بورکینافاسو به ترتیب دارای بیشترین و کمترین منبع انرژی بوده‌اند. در این تحقیق، چهار نوع تابع تقاضا از نوع خطی و لگاریتم دو طرفه برآورد شده و نتایج آنها مبین آن بوده است که نیجریه بیشترین مصرف برق و توگو کمترین مصرف برق را به خود اختصاص داده است [۲۸].

آنگ، تابع تقاضای برق را برای چهار کشور جنوب شرق آسیا شامل مالزی، سنگاپور، تایلند و تایوان برآورد کرد و آن را تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت و مصرف سرانه برق با یک دوره تأخیر فرض کرد. این تحقیق نشان داد در کشورهایی که درآمد سرانه بالاتری وجود دارد ضریب کشش درآمدی برق کوچکتر است [۱۳]. التونی و محمد یوسف تقاضای برق کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (بحرین، کویت، عمان، عربستان و امارات متحده عربی) را به کمک

روش حداقل مربعات معمولی بررسی نمودند. نتایج آنها نشان داد به دلیل یارانه‌های پرداختی دولت، تقاضای برق نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است [۲۰]. اتستول، تقاضای برق خانگی نروژ را با متغیرهای مستقل قیمت واقعی برق، قیمت واقعی نفت و مخارج مصرفی خانوار تخمین زد. نتایج وی حاکی از کم‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت و با کشش بودن آن نسبت به درآمد است [۲۴]. آتاخانوا و هووی به بررسی وضعیت بازار برق در کشور قزاقستان پرداختند و نتایج نشان داد کشش قیمتی تقاضا بسیار پایین است [۱۵]. آماراویکراما و هانت، پس از بررسی کشش‌های مختلف تقاضا در سریلانکا، تقاضا را تا سال ۲۰۲۵ در این کشور پیش‌بینی کردند. آنها در این مطالعه قیمت برق و گاز و درآمد خانواده را متغیرهای مؤثر بر مصرف در نظر گرفتند [۱۱]. بیانکو و همکاران، به تخمین تابع تقاضای برق ایتالیا پرداختند و نتایج نشان داد مقدار درآمد سرانه، قیمت برق با سه دوره تأخیر و نیز مصرف برق با سه دوره تأخیر در این تابع مؤثر می‌باشند. در این تحقیق، مصرف بخش غیرخانگی نیز توسط متغیرهای قیمت برق مصارف خانگی، درآمد کل کشور و متغیر زمان به عنوان نماینده بهره‌وری و فناوری برآورد شده است. نتایج این مطالعه نشان داد کشش درآمدی به‌طور کلی بیش از کشش قیمتی است [۱۸]. نیلند، به بررسی تقاضای الکتریسیته در ایالات متحده آمریکا پرداخت که نتایج آن نشاندهنده اثرگذاری بیشتر تغییرات در قیمت انرژی و درآمد واقعی سرانه بر طرحهای مصرفی ساکنان آمریکا است[۴۲]. فل و همکاران، به بررسی تقاضا در ۴ منطقه ایالات متحده آمریکا پرداخته و نتیجه گرفتند که فروض کششی می‌تواند نقش محوری در پیامدهای سیاست‌های انتظاری بازی نماید [۲۵]. هرات و همکاران، با بررسی و تحلیل برخی مشخصه‌های تقاضای الکتریسیته برای ساکنان بخش جنوبی آمریکا به نتایج مهمی دست یافتند از جمله اینکه، قیمت خرده‌فروشی الکتریسیته، قیمت گاز مایع و جمعیت اصلی‌ترین عوامل تعیین کننده میزان مصرف الکتریسیته در این مناطق هستند. نتایج تجربی نشان داد کشش قیمتی تقاضا منفی بوده و از سوی دیگر، با بررسی کشش قیمتی متقاطع برق و گاز مایع به عنوان انرژی جایگزین، این کشش مثبت به دست آمد [۳۳].

مدل تقاضای مجزاسازی شده مبتنی بر این عقیده که تقاضای انرژی یک تقاضای اشتقاقی است.

تقاضای انرژی یعنی تقاضا برای خدمات آن همچون روشنایی، گرما و قدرت است و تقاضا برای خود آن نیست. این مدل، تقاضای انرژی را به چند معادله تقاضا تقسیم می‌کند و به عنوان عاملی غیرمستقیم تابعی از قیمت انرژی و سایر عوامل در نظر می‌گیرد. پیندایک، بحث مفصلی در خصوص ساختار این مدل ارائه می‌کند. هرچند مدل ساختاری از نظر اقتصادی مزایای متنوع بیشتری نسبت به فرم حل شده دارد، اما بکارگیری گسترده آن به دلیل نیاز آن به مقادیر متنوع و انبوه متغیرها در قیاس با مدل دیگر عملی نگردیده است [۴۴].

مدل برای برآورد تقاضای انرژی " مدل تجزیه و تغییر ناپذیری قیمت "

این مدل را ولفرام مطرح کردند [۵۰] و ترایل و همکاران، آن را توسعه و تکامل دادند [۴۷]. این مدل براساس این فرضیه که " واکنش به کاهش قیمت‌ها کمتر از واکنش در برابر افزایش قیمت‌ها است" شکل گرفته است. این مدل بعدها

1) Decomposition and Price Invariant Model

توسط دارگی و گیت‌لی، که تجزیه قیمت را به سه طریق ارائه نمودند (تا اثرات کاهش و افزایش قیمت، بالاتر و پایین‌تر از ماکزیمم تاریخی را روی تقاضا مجزا نمایند)، بهبود یافت [۱۹]. فیلیپینی، با استفاده از سیستم تقریباً ایده‌آل (AIDS) به برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ۱۹ منطقه از سوئیس پرداخت. هدف از این مطالعه، برآورد تابع تقاضا در زمان پیک و غیرپیک محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا در دو حالت فوق می‌باشد [۲۶].

با وجود شایع بودن استفاده از مدل‌های ذکر شده در یک بازه بلندمدت، بحث‌های مهمی در رابطه با اعتبار فرضیه ضرایب ثابت در معادله تقاضای برق به وسیله این مدل‌ها ارائه شده است. این فرضیه در شکل تابع تقاضای لگاریتم دو طرفه، بسادگی کشش‌های ثابت را برای تمام دوره نمونه گزارش می‌نماید، اما در پرتو تحولات اقتصادی یک کشور در بازه بلندمدت و در نتیجه، تغییرات مربوط به تقاضای برق، پذیرش این فرضیه تا حدودی ناموجه به نظر می‌رسد. در روش‌های سنتی برآورد تقاضای انرژی با استفاده از داده‌های سری زمانی، به خصوصیات داده‌ها توجه نشده و به‌طور ضمنی فرض می‌شود داده‌ها مانا هستند. به علت مشکلات این نوع تخمین‌ها، بحث هم‌جمعی[1] مطرح شد. مقبولیت و استفاده گسترده از هم‌جمعی از این واقعیت ریشه می‌گیرد که این روش، استفاده گسترده از داده‌ها را بر روی متغیرهای غیرمانا برای برآورد ضرایب، زمانی که متغیرها هم‌جمعند، توجیه می‌کند. در این زمینه می‌توان به مقالات انگل و همکاران، بنتزن و انگستد، و اردوگدو اشاره کرد [۲۲، ۱۶، ۲۳].

مطالعات داخلی

فخرایی به کمک داده‌های سری زمانی سال‌های۱۳۴۷ تا ۱۳۶۸ مدل برق خانگی کشور ایران را برآورد نمود و نتیجه گرفت مصرف برق نسبت به قیمت آن بی‌کشش است [۹]. حسینی نژادیان کوشکی تابع تقاضای برق خانگی را به صورت مجزا و تلفیقی برای دو منطقه غربی و مرکزی شهر اصفهان به دست آورد. در مدل‌های تخمینی وی، 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 به قیمت برق و درآمد خانوار بی‌کشش است [۵]. فتح‌الله زاده اقدم، تقاضای برق در بخش خانگی ایران را تابعی از هزینه سرانه واقعی خانوارهای کشور، قیمت واقعی برق، قیمت واقعی حامل انرژی جانشین برق و مصرف سرانه با یک دوره تأخیر در نظر گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد تقاضای برق در بخش خانگی به تغییرات هر دو عامل قیمت و درآمد بی‌کشش است و همواره کشش درآمدی از کشش قیمتی بزرگ‌تر است [۸]. تبریزیان، تقاضای برق مصرفی سرانه خانوار ایرانی را تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت برق خانگی، قیمت گاز خانگی و مصرف برق سرانه با یک دوره تأخیر در نظر گرفت. نتایج نشان داد به دلیل استفاده از گاز در گرمایش و استفاده از برق در روشنایی و سرمایش، گاز جانشین خوبی نیست [۳]. پژویان و محمدی، طی تحقیقی مقدار تقاضای برق کشور را تابعی از قیمت واقعی برق و قیمت انرژی جانشین (متوسط وزنی قیمت نفت سفید، گازوئیل، نفت کوره،گاز مایع و ...) و تولید ناخالص داخلی در نظر گرفتند. در این پژوهش،

1) Cointegration

کشش قیمتی تقاضای برق کوچکتر از واحد و کشش درآمدی تقاضای برق بزرگتر از واحد به دست آمد [۲]. عسگری، تقاضای کل برق را با روش همگرایی پیش‌بینی می‌کند. این پیش‌بینی در چهارحالت متفاوت انجام می‌شود که شامل پیش‌بینی با روش همگرایی، پیش‌بینی با توجه به رشد ۳ درصدی (حالت بدبینانه)، ۴ درصدی (محتمل) و ۶ درصدی (حالت خوش‌بینانه) تولید ناخالص داخلی مطرح شده در برنامه سوم است. او با استفاده از کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، تجزیه واریانس، توابع واکنش ضربه‌ای و معیار پایداری به بررسی رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف‌کننده پرداخت [۷]. امینی‌فرد، تقاضای برق خانگی را با روش هم‌انباشتگی یوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری برآورد نمود. نتایج مطالعه وی نشان داد کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضای برق کوچکتر از یک و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضای برق بزرگتر از یک است. همچنین در کوتاه‌مدت رشد متغیرهای قیمت برق، درآمد و قیمت گاز مایع به همراه شاخص‌های درجه گرمی و برودت هوا، تأثیری بر رشد تقاضا نداشته و تنها رشد تعداد مشترکین با دو دوره تأخیر و متغیر مجازی که اثر جنگ را نشان می‌دهد، بر رشد تقاضا مؤثر بوده است. نتایج تابع واکنش ضربه‌ای نشان داد که اثر شوک درآمدی بر تقاضا بیشتر از شوک قیمتی است [۱]. صمدی و همکاران، با استفاده از مفهوم هم‌جمعی و مدل ARIMA به تحلیل تقاضای برق ایران پرداختند. نتایج نشان داد که واکنش مصرف‌کنندگان برق به تغییرات درآمد و قیمت، کاملاً محدود است. همچنین پیش‌بینی‌های آنان نشان داد تقاضای سرانه برق با نرخ رشد سالانه ۴/۴ درصد افزایش خواهد یافت که حاکی از رشد بسیار بالای مصرف برق در ایران است [۶].

مرور مطالعات مبین آن است که متغیر قیمت برق خانگی در بازه ۱۳۸۹-۱۳۵۵ دارای شکست ساختاری است و این در حالی است که این موضوع در مطالعات پیشین مورد توجه قرار نگرفته که به نظر می‌رسد عدم توجه به این موضوع، باعث تورش‌دار شدن ضرایب و تفسیر غلط آنها خواهد شد. از این رو، مقاله حاضر با تعریف یک متغیر موهومی، شکست ساختاری را در مدل لحاظ و با کمک "روش انگل- گرنجر" و همچنین "آزمون دوربین- واتسون رگرسیون هم‌جمعی" مبادرت به تخمین تابع تقاضای برق خانگی ایران می‌کند.

روش تحقیق

تحلیل هم‌جمعی

داده‌های سری زمانی مشاهداتی هستند که از یک فرآیند تصادفی حاصل شده‌اند. مفهوم "مانایی" با خصوصیات فرآیند تصادفی مرتبط است. مانایی سری‌های زمانی از آن جهت بسیار حائز اهمیت است که همبستگی می‌تواند بین سری‌های زمانی نامانا موجب ایجاد رگرسیون کاذب[1] شود.

1) Spurious Regression

نامانا بودن می‌تواند از منابع مختلفی ریشه گرفته باشد، اما مهم‌ترین دلیل، حضور" ریشه‌های واحد" است. با توجه به آنکه معمولاً سری‌های زمانی اقتصاد کلان اکثراً نامانا[1] هستند، بسیاری از اوقات بکارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی مانند روش حداقل مربعات معمولی[2] (OLS)، منجر به تفسیر نادرست نتایج و رگرسیون کاذب می‌شود.

برای بررسی مانایی یا نامانایی از آزمون ریشه واحد[3] استفاده می‌شود. از رایج‌تری آزمون‌های ریشه واحد، آزمون دیکی- فولر[4] (DF) و دیکی- فولر تعمیم‌یافته[5] (ADF) است که نتایج حاصل از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) قابلیت اعتماد بیشتری دارد. چنانچه آزمون‌های مذکور نشان دهد برخی یا تمام متغیرهای موجود در مدل، نامانا هستند، لزوماً بدین معنا نیست که به کار گرفتن این متغیرها در مدل، باعث رگرسیون کاذب می‌شود، زیرا می‌توان مسئله نامانا بودن را در صورتی که ترکیب خطی این متغیرها، مانا شود، حل نمود. در این حالت گفته می‌شود متغیرها هم‌جمعند. بنابراین، ممکن است یک ترکیب خطی بین دو سری نامانا به شکلی وجود داشته باشد که روند تصادفی هر یک از سری‌ها را خنثی کرده و بنابراین از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری کند. در راستای آزمون هم‌جمعی بین متغیرها، آزمون‌های متعددی وجود دارد که در این مقاله از دو آزمون همجمعی ذیل استفاده خواهد شد:

آزمون انگل-گرنجر تعمیم یافته[6] (AEG)

در این آزمون برای پی بردن به اینکه آیا متغیرها هم‌جمع هستند باید ابتدا رگرسیون اصلی را انجام داد و باقیمانده‌ها (جزء خطا) را به دست آورد. سپس آزمون ADF روی باقیمانده‌ها صورت گیرد، اگر جزء خطا ساکن بود، به این معناست که متغیرها هم‌جمعند و ارتباط بلندمدت بین آنها وجود دارد و لذا روش رگرسیون سنتی بر روی داده‌های سری زمانی نامانا، قابل استفاده است.

آزمون دوربین- واتسون رگرسیون هم‌جمعی[7] (CRDW)

در روش CRDW آماره d ارائه شده از سوی دوربین واتسون، که از رگرسیون هم‌جمعی به دست آمده است، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در آزمون مذکور فرضیه صفر بر خلاف آزمون دوربین واتسن که d=2 است، d=0 می‌باشد. مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۹۹ درصد برابر با ۰.۵۱۱ است. بنابراین، اگر آماره محاسبه شده d کمتر از۰.۵۱۱ باشد، فرضیه صفر هم‌جمعی در سطح خطای ۱ درصد رد می‌شود و در غیر این صورت نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد و در واقع، متغیرهای مدل، هم‌جمع شده و یک رابطه بلندمدت و یا تعادلی بین متغیرها وجود دارد.

---

1) Non-Stationary
2) Ordinary Least Squares
3) Unit Root Test
4) Dickey-Fuller Test
5) Augment Dickey-Fuller Test
6) Augment Engel-Graner Test
7) Cointegration Regression Durbin-Watson Test

تغییر ساختار و چگونگی آزمون آن

در بسیاری از تحلیل‌های رگرسیونی، متغیر وابسته نه تنها تحت تأثیر متغیرهای کمی (درآمد، محصول، قیمت، هزینه، ارتفاع و حرارت) است، بلکه از متغیرهای ماهیتاً کیفی نیز تبعیت می‌کنند. متغیرهای توضیحی کیفی (جنس، نژاد، مذهب، رنگ پوست، جنگ، انقلاب، کودتا، تغییرات سیاسی دولت، تغییرات مدیریت و ...) بسادگی قابل اندازه‌گیری کمی نیستند، اما در عین حال، متغیر تابع را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. از یک طرف، متغیرهای کیفی فوق موجب تغییر ساختار اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته می‌شوند و برای تصریح صحیح مدل باید حتماً اثر آنها لحاظ شود. از طرف دیگر، ملحوظ نمودن این متغیرها (غالباً متغیرهای موهومی نامیده می‌شوند) باعث انعطاف‌پذیری بسیار زیاد تحلیل رگرسیون می‌شود.

نظر به اینکه متغیرهای کیفی عموماً دلالت بر وجود یا عدم کیفیت یا صفتی (مثل مرد یا زن بودن، تغییر ساختار یا عدم تغییر ساختار و ...) دارند، لذا یک روش جهت کمی کردن این صفات، در نظر گرفتن متغیرهای ساختگی با قبول دو مقدار صفر و یک است که صفر بیانگر نبود آن و عدد یک حاکی از وجود آن است. برای مثال، عدد یک بر تغییر ساختار و صفر بر عدم تغییر ساختار دلالت دارد. متغیرهایی که مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کنند به متغیرهای موهومی[1] معروفند. پس از انجام رگرسیون، چنانچه ضریب مرتبط با متغیر موهومی معنادار باشد، مؤید آن است که متغیر کیفی بر متغیر وابسته اثرگذار است و در غیر این صورت، اثر متغیر کیفی بر متغیر وابسته رد می‌شود.

تصریح مدل

یکی از اهداف مهم این تحقیق علاوه بر بررسی کشش‌های مربوطه، بررسی اثر شکست ساختاری قیمت برق خانگی در مدل تقاضای برق خانگی است. با توجه به اهداف فوق، تابع تقاضای برق خانگی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\log(C_t)=\beta_1+\beta_2*\log(P_t)+\beta_3*D*\log(P_t)+\beta_4*\log(N_t)+\beta_5*\log(G_t)+\beta_6*t \quad (1)$$

که C، مصرف برق خانگی (ریال بر کیلووات ساعت)؛ P، قیمت برق خانگی (وات ساعت بر ریال)؛ N، تعداد مشترکین برحسب هزار مشترک؛ G، قیمت گاز مایع (ریال برکیلوگرم)[2]؛ t، متغیر روند زمانی و D، متغیر موهومی که از سال ۱۳۵۵ تا ۱۳۷۰ برابر صفر و از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۹ برابر یک است و از آنجایی که هدف، بررسی اثر شکست ساختاری تغییر قیمت برق بر مصرف است، لذا در لگاریتم قیمت ضرب شده است.

---

1) Dummy Variable

۲) مبنای انتخاب این متغیر به عنوان متغیر جانشین، منبع [۴۱] است.

یافته‌های تحقیق

داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله، داده‌های سالانه مربوط به تقاضای برق (C) و تعداد مشترکین (N) در ایران در بازه زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۹ است که از سایت شرکت مادرتخصصی توانیر[1] اخذ شده و داده‌های مربوط به قیمت گاز مایع (G) از بانک مرکزی[2] گرفته شده است. یکی از اهداف اصلی این تحقیق به دست آوردن کشش‌های تقاضای برق است. بنابراین، از لگاریتم طبیعی این متغیرها استفاده شده تا برآورد مستقیم کشش‌ها قابل دسترس باشد.

آزمون‌ها و برآورد مدل

به منظور بررسی تأثیر متغیرهای مؤثر بر تابع تقاضای برق خانگی در ایران از روش همجمعی استفاده می‌شود. با توجه به آنکه معمولاً سری‌های زمانی اقتصاد کلان اکثراً نامانا هستند، بسیاری از اوقات بکارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی همچون روش حداقل مربعات معمولی[3] (OLS)، منجر به تفسیر نادرست نتایج و رگرسیون کاذب می‌شود. برای بررسی مانایی یا نامانایی از آزمون ریشه واحد[4] استفاده می‌شود و از رایج‌ترین آزمون‌های ریشه واحد، آزمون دیکی ـ فولر[5] (DF) و دیکی فولر تعمیم‌یافته[6] (ADF) است.

آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته

پیش از تخمین مدل، لازم است مرتبه مانایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج این آزمون در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱) آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF)

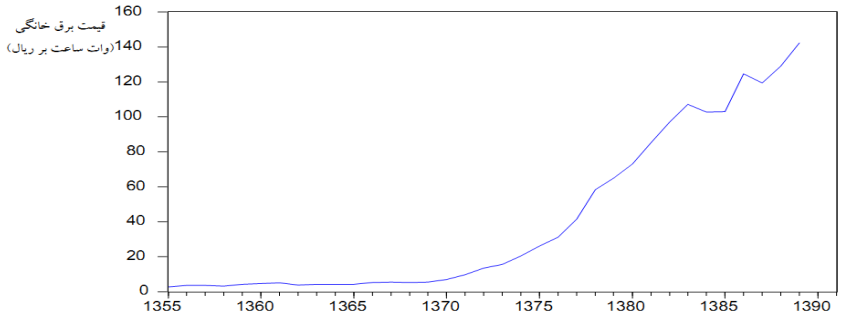
متغیر	آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم یافته روی سطح متغیرها		آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	کمیت بحرانی	احتمال	کمیت بحرانی	احتمال
Log(C)	۸.۱۴۲۲۰۸	۱.۰۰۰۰	-۳.۹۲۱۷۱۸	۰.۰۰۵۰
Log(P)	۲.۳۴۵۳۵۷	۰.۹۹۴۳	-۳.۳۱۹۹۵۷	۰.۰۰۱۶
Log(G)	۱.۹۶۵۳۲۴	۰.۹۸۶۴	-۲.۴۲۵۳۵۳	۰.۰۱۶۹
Log(N)	۱۰.۳۵۸۴۵	۱.۰۰۰۰	-۳.۳۱۹۹۵۷	۰.۰۰۱۶

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

1) www.tavanir.org.ir
2) www.cbi.ir
3) Ordinary Least Squares
4) Unit Root Test
5) Dickey-Fuller Test
6) Augment Dickey-Fuller Test

نتایج حاصل بیانگر نامانا بودن کلیه متغیرهاست. بنابراین، از کلیه متغیرها یک مرتبه تفاضل‌گیری شد که در نتیجه آن، تفاضل کلیه متغیرها مانا گردید.

نمودار (۱) در شکل زیر ارائه شده است. به نظر می‌رسد متغیر قیمت خانگی برق دارای روندی متفاوت در سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۵۵ در مقایسه با ۱۳۷۰-۱۳۸۹ است که حکایت از شکست ساختار دارد و برای بررسی آن از آزمون شکست ساختار فیلیپس پرون استفاده می‌شود.



نمودار ۱) قیمت برق خانگی در بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۵

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

آزمون فیلیپس پرون

با توجه به انتقادهای پرون از روش آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر، در زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. وجود شکست ساختاری با توجه به تحولات اقتصادی ایران در اوایل انقلاب و تغییرات اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و تغییرات شگرفی که در متغیرهای اقتصاد کلان کشور ایجاد نمود، قابل دفاع است. در این شرایط، نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی‌ـ فولر تردید آمیز بوده و برای اطمینان کامل از نامانا بودن متغیرها، ضروری است از آزمون فیلیس پرون نیز استفاده شود.

جدول ۲) نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل بر اساس آماره فیلیپس پرون

متغیر	آزمون ریشه واحد آماره فیلیپس پرون روی سطح متغیرها		آزمون ریشه واحد آماره فیلیپس پرون روی تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	کمیت بحرانی	احتمال	کمیت بحرانی	احتمال
C	۵.۲۳۶۸۱۴	۱.۰۰۰۰	-۲.۰۲۹۸۱۶	۰.۰۴۲۲
P	۳.۱۳۲۸۸۸	۰.۹۹۹۲	-۳.۳۲۰۰۹۱	۰.۰۰۱۶
G	۲.۱۸۲۶۰۴	۰.۹۹۱۷	-۲.۵۲۶۷۸۴	۰.۰۱۳۲
N	۵.۸۴۴۵۳۲	۱.۰۰۰۰	-۳.۳۲	۰.۰۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

نتایج حاصل بیانگر نامانایی کلیه متغیرهاست. بنابراین، از کلیه متغیرها یک مرتبه تفاضل‌گیری و کلیه متغیرها مانا شد. درنتیجه، متغیرهای الگو هم‌جمعی مرتبه I (1) هستند.

برآورد مدل

مرحله اول

انجام روش انگل-گرنجر و همچنین آزمونCRDW در مرحله اول مستلزم تخمین یک رابطه بلندمدت با استفاده از روش OLS است. بر این اساس، ابتدا مدل (۱) به روش OLS تخمین زده و نتایج این تخمین در زیر آورده شده است:

جدول۳) تخمین مدل(۱) به روش OLS

متغیر	ضریب	احتمال
عرض از مبدأ	-۱.۴۳۲۳۱۹	۰.۰۴۸
log(p)	-۰.۱۳۳۹۵۲	۰.۰۰۱
D*log(p)	۰.۰۴۰۷۸۹	۰.۰۱۲
log(G)	-۰.۰۱۳۴۳۳	۰.۱۸۳۷
log(N)	۱.۲۳۵۲۷۹	۰.۰۰۰۰
T	۰.۰۲۱۲۲۸	۰.۰۰۷۶

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تمام ضرایب جز ضریب لگاریتم قیمت گاز مایع، معنادارند. این امر حکایت از آن دارد که گاز مایع، جانشین مناسبی برای مصارف برق خانگی نیست. بنابراین، مدل با حذف این متغیر مجدداً تخمین زده می‌شود.

$$\log(C_t)=\beta_1+\beta_2*\log(P_t)+\beta_3*D*\log(P_t)+\beta_4*\log(N_t)+\beta_5*t \qquad (2)$$

نتایج تخمین رابطه (۲) در جدول زیر آورده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، تمام ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار بوده و آماره F حاکی از معنادار بودن همزمان تمام ضریب‌های برآوردی در سطح ۵ درصد است. آماره دوربین واتسن حاکی از نبود مشکل خودهمبستگی بین جملات اخلال است. آماره R^2 بیانگر این موضوع است که حدود ۹۹ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

جدول۴) تخمین مدل(۲) به روش OLS

متغیر	ضریب	احتمال
عرض از مبدأ	-۱.۵۸۰۷۱۳	۰.۰۳۰۴
LOG(P)	-۰.۱۴۶۳۸۹	۰.۰۰۰۳
LOG(P)*D	۰.۰۴۲۶۳۹	۰.۰۰۹۵
LOG(N)	۱.۲۵۴۴۴۵	۰.۰۰۰۰
T	۰.۰۱۹۵۹۶	۰.۰۱۲۹
R^2	۰.۹۹۸۲۸۴	
D-W	۱.۹۴۵۲۰۳	
F	۴۰۷۳.۳۱۸	

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

ضریب لگاریتم تعداد مشترکین بیانگر کشش مصرف برق خانگی نسبت به تعداد مشترکین است و نشاندهنده این موضوع است که اگر تعداد مشترکین یک درصد افزایش (کاهش) یابد، مصرف برق ۱.۲۵ درصد افزایش (کاهش) خواهد یافت. ضریب متغیر روند نیز بیانگر آن است که با گذشت هر سال، لگاریتم مصرف برق ۰.۰۱ افزایش می‌یابد. همان‌طورکه قبلاً بیان شد، متغیر قیمت برق خانگی دارای تغییر ساختار است که برای تجزیه و تحلیل این موضوع، متغیر مجازی D به مدل اضافه شد که طی ۱۳۷۰– ۱۳۵۵ برابر صفر و در دوره ۱۳۸۹–۱۳۷۱برابر یک است. بنابراین، داریم:

$$LOG(CO_t) = -1.58 - 0.14 * LOG(P_t) + 1.25 * LOG(N_t) + 0.01 * t \qquad 1355 \le t \le 1370$$

$$LOG(CO_t) = -1.58 - 0.10 * LOG(P_t) + 1.25 * LOG(N_t) + 0.01 * t \qquad 1371 \le t \le 1389$$

ضریب رابطه بین لگاریتم مصرف و قیمت برق خانگی در بازه زمانی اول و دوم بیانگر کشش قیمتی در این دو دوره است. اگر در بازه زمانی اول قیمت برق خانگی یک درصد افزایش (کاهش) پیدا کند، آنگاه مصرف برق ۰.۱۴ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد در بازه زمانی دوم، وابستگی مصرف‌کنندگان به انرژی برق افزایش یافته است، زیرا اکنون مصرف برق خانگی با یک درصد افزایش قیمت برق، ۰.۱ درصد کاهش یافته است.

مرحله دوم

آزمون انگل-گرنجر تعمیم یافته

در مرحله دوم از روش انگل گرنجر، آزمون پایایی بر روی پسماند حاصل از معادله (۲) انجام می‌شود.

جدول۵) مرحله دوم روش انگل -گرنجر

متغیر	آزمون پایایی بر روی پسماند	
	کمیت بحرانی	احتمال
e	- ۵.۳۰۳۸۶۴	۰.۰۰۰۱

مأخذ: محاسبات پژوهشگر

با بررسی باقیمانده‌های معادله(۲)، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در باقیمانده‌ها را در سطح ۵ درصد خطا نمی‌توان پذیرفت. لذا متغیرها هم‌جمعند.

آزمون دوربین- واتسون رگرسیون همجمعی (CRDW)

از آنجا که هم‌جمعی برای قابل اطمینان بودن پارامترهای برآورد شده با اهمیت است، آزمون دومی به نام آزمون CRDW انجام شد تا اطمینان حاصل شود که متغیرهای این تحقیق قطعاً هم‌جمع شده‌اند. آماره دوربین– واتسون حاصل از برآورد مدل (۲) برابر ۱.۹۴ است که بالاتر از مقادیر بحرانی ۰.۵۱۱، ۰.۳۸۶و ۰.۳۲۲ در سطوح ۱ ، ۵ و ۱۰ درصد خطاست. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌جمعی را نمی‌توان پذیرفت که این امر یافته‌های بدست‌آمده براساس آزمون انگل–گرنجر تعمیم یافته را تقویت می‌کند.

به طور خلاصه، نتایج حاکی از آن است که بر اساس هر دو آزمون AEG و CRDW، متغیرهای مدل (۲) هم‌جمع می‌باشند. هر چند هرکدام از آنها به‌طور جداگانه دارای فرآیند گام تصادفی هستند، اما به نظر می‌رسد یک رابطه بلندمدت باثبات بین آنها وجود دارد. براین اساس، برآوردهای بدست آمده، قابل اطمینان بوده و کاذب نیست.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مهم‌ترین هدف این مقاله، بررسی شکست ساختاری قیمت برق خانگی و اثرات آن بر تابع تقاضای برق خانگی است. یافته‌های تحقیق بیانگر آن است که قیمت برق خانگی دو اثر متفاوت طی دو بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۵۵ و ۱۳۸۹-۱۳۷۱ بر تابع تقاضای برق خانگی گذاشته است. برای تحلیل این موضوع، از متغیر موهومی در چارچوب روش هم‌جمعی استفاده شده است. شواهد بیانگر آن است که در برابر افزایش قیمت، مصرف‌کنندگان بازه دوم دارای قدرت واکنش کمتری نسبت به مصرف‌کنندگان بازه اول هستند. این امر از آنجا نشأت می‌گیرد که از یک سو با گذشت زمان، فناوری‌های نوین تمایل به استفاده از انرژی برق در محصولاتشان دارند و از سوی دیگر، مصرف‌کنندگان نیز در جهت رفاه بیشتر، تمایل به استفاده بیشتر از این کالاها دارند و این امر از قدرت عکس‌العمل مصرف‌کنندگان در برابر تغییر قیمت‌ها می‌کاهد.

هدف دیگر این مقاله برآورد، کشش قیمتی در اثر این تغییر ساختار و همچنین کشش مصرف برق خانگی در مقابل تعداد مصرف‌کنندگان بوده که نتایج بیانگر آن است که در هر دو بازه زمانی کشش قیمتی بسیار پایین است که متأسفانه در اثر تغییر ساختار قیمت برق، کشش قیمتی برق به میزان ۰.۰۴ کاهش یافته است. از طرفی، مشخص شد که گاز مایع جانشین مناسبی برای برق خانگی نبوده و اثر معناداری بر تابع تقاضای برق خانگی ندارد. بنابراین، در دوره گذار صنعت برق از بخش دولتی به بخش خصوصی بازنگری قوانین و مقررات در صنعت برق از اهمیت بالایی برخوردار است. در صورت عدم توجه به این مهم و با عنایت به اینکه مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت واکنش در خور توجهی نشان نمی‌دهند، شرکت‌های با قدرت انحصاری ممکن است از قدرت خود در جهت تضییع حقوق مصرف‌کنندگان استفاده کنند.

همچنین با افزایش تعداد مشترکین برق خانگی، مصرف برق خانگی به صورت فزاینده‌ای افزایش خواهد یافت. این امر به ناآگاهی بسیاری از خانوارهای ایرانی در زمینه فرهنگ استفاده از لوازم برقی بر می‌گردد. پیشنهاد می‌شود گامی اساسی در واقعی نمودن تعرفه‌های برق مبتنی بر قیمت تمام شده در صنعت برق برداشته شود که یکی از نتایج آن تأثیر بسیار قوی در کاهش مصرف‌های غیرضروری برق توسط مشترکین و کمک به فرهنگ‌سازی و بهینه‌سازی مصرف برق در کشور است.

منابع

[۱] امینی‌فرد، عباس(۱۳۸۱)، برآوردتابع تقاضای برق خانگی درایران: یک رهیافت هم تجمعی، پایان نامه کارشناسی ارشد،دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز.

[۲] پژویان، جمشید؛ محمدی، تیمور(۱۳۷۹)، قیمت گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، پاییز، ص ۳۹-۶۱.

[۳] تبریزیان، بیتا (۱۳۷۵)، برآورد تابع مصرف برق در ایران و مقایسه آن با کشورهای OECD پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

[۴] جلایی، سیدعبدالمجید.، جعفری، سعید.، انصاری لاری، صالح. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. دوره ۲، صفحه ۶۹-۹۲.

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

[۶] صمدی، سعید.، شهیدی، آمنه.، محمدی، فرزانه. تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم جمعی و مدل ARIMA سال‌های (۱۳۸۸- ۱۳۶۳). مجله دانش و توسعه ، سال پانزدهم، شماره ۲۵.

[۷] عسکری، علی(۱۳۸۰)، تخمین تقاضای برق در بخش خانگی و برآورد کشش های قیمتی و درآمدی آن، مجله برنامه وبودجه، شماره ۶۳ و۶۴ ، ص ۱۰۳-۱۱۹.

[۸] فتح الله زاده اقدم، رضا (۱۳۷۲) ، تقاضای انرژی خانگی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

[۹] فخرائی، حمید (۱۳۷۱)، گزارش نهایی طرح تقاضای انرژی، مؤسسه پژوهشهای برنامه ریزی و توسعه سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی.

[10] Achão, C., Schaeffer, R., 2009. Decomposition analysis of the variations in residential electricity consumption in Brazil for the 1980–2007 period: measuring the activity, intensity and structure effects. Energy Policy 37, 5208–5220.

[11] Amarawickrama, H. and Hunt L. (2008), "Electricity Demand for Sri-Lanka: A Time Series Analysis", Energy, 33, pp. 724 –739.

[12] Anderson, K.P. 1973. Residential demand for electricity: economic estimates for California and the United States. Journal of Business, 46(4): 526-553.

[13] Ang B.W (1988), "Electricity-output ration and sectoral electricity use", The case of East and South East Asian developing countries Energy Policy, vol.16 , No. 2, PP: 115-121.

[14] Arimah, Ben C. "Electricity consumption in Nigeria: a spatial analysis" OPEC review, spring, (1993). PP. 63-82.

[15] Atakhanova Z. and Howie, P. (2007), "Electricity Demand in Kazakhstan", Energy Policy, 35, pp. 3729–3743.

[16] Bentzen, J., Engsted, T., (1993). Short – and Long-Run Elasticities in Energy Demand: A Cointegration Approach. Energy Economics 15 (1), 9-16.

[17] Bentzen, J., Engsted, T., (2001). A Revival of the Autoregressive Distributed Lag Model in Estimating Energy Demand Relationships. Energy 26 (1), 45-55.

[18] Bianco, V., Manca, O. and Nardini, S. (2009), "Electricity Consumption Forecasting in Italy Using Linear Regression Models", Energy, 34, pp. 14–1421.

[19] Dargay, J.M., Gately, D., (1995a). The Response of World Energy and Oil Demand to Income Growth and Changes in Oil Prices. Annual Review of *Energy and the Environment* 20, 145-178.

[20] Eltony M., Nagy and H. Mohamad Yousuf (1993), "The Structure of Demand for Electricity in the Persian Gulf Cooperation Council Countries", the Journal of Energy and Development, spring, PP: 213-221.

[21] Eltony M.N, and Asrual, H. (1996), "A cointegration Relationship in the Demand for Energy: The case of Electricity in Kuwait*",* the Journal of Energy and development, Vol.19, PP: 493-513.

[22] Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987). Co – Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica 55 (2), 251-276.

[23] Erdogdu, E., (2007). Electricity Demand Analysis Using Cointegration and ARIMA Modelling: A Case Study of Turkey. Energy Policy, 35. 1129– 1146. Energy Market Regulatory Authority, Ziyabey Cad. No: 19 06520 Balgat/Ankara, Turkey.

[24] Ettestol, Ingunn (2002), Estimating Residential Demand for Electricity with Smooth Transition Regressions, NTNU, and Trondheim, Norway.

[25] Fell, H., Li, S., and Paul, A. (2010), "A New Look at Residential Electricity Demand Using Household Expenditure Data", RFF Discussion Paper, pp.10-57.

[26] Filippini, Massimo"Elctricity Demand by Time of Use", Energy Economics, Vol.24, No.3, (1995), PP.197-204.

[27] Ghisi, E., Gosch, S., Lamberts, R., 2007. Electricity end-uses in the residential sector of Brazil. Energy Policy 35, 4107–4120.

[28] Glackpe, Emmanuel and Rocco Fazzolare "Economic Demand Analysis for Electricity in West Africa" The Energy Journal, Vol.6, No.1, (1985) PP.137-144.

[29] Westley, G. (1983), "Electricity demand in a Developing country*"*, The Review of Economics and Statics, June, PP: 459-467.

[30] Halverson, Robert "Residential Demand for Electric Energy", the Review of Economics and Statistics, (1975), PP.12-18.

[31] Halvorsen, B., Larsen, B.M., 2001. Norwegian residential electricity demand-a microeconomic assessment of the growth from 1976 to 1993. Energy Policy 29, 227–236.

[32] He, X & Reiner, D. (2016). Electricity demand and basic needs: Empirical evidence from China's households. Energy Policy 90 (2016) 212–221.

[33] Herath, J., Gebremedhin, T.,Fletcher, J.(2011), "An Analysis of Residential Demand for Electricity in South Region of the United States", Mid-Continent Regional Science Association (MCRSA).

[34] Huathaker, H.S. (1951), "Some Calculations of Electricity Consumption in Great Britain",

[35] Huathaker, H.S., Verlenger, P.K. and Sheehan, P. (1973), "Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity", Lexington.

[36] Hunt, L.C., Lynk, E.L., (1992). Industrial Energy Demand in the UK: A Cointegration Approach. In: David, Hawdon (Ed.), Energy Demand: Evidence and Expectations. Surrey University Press, London.

[37] Hunt, L.C., Manning, D.N., (1989). Energy Price- and Income – Elasticities of Demand: Some Estimates for the UK Using the Cointegration Procedure. Scottish Journal of Political Economy 36 (2), 183–193.

[38] Journal of the Royal Statistical Society, 114(3), pp. 351-371.

[39] Jung, T.U "Ordered Logit Model for Residential Electricity Demand in Korea", Energy Economics, Vol.15, (1990), PP.205-209.

[40] Nakajima, T., Hamori, S., 2010. Change in consumer sensitivity to electricity prices in response to retail deregulation: a panel empirical analysis of the residential demand for electricity in the United States. Energy Policy 38, 2470–2476.

[41] Narayan, P.K., Smyth, R., Prasad, A., 2007. Electricity consumption in G7 countries: a panel cointegration analysis of residential demand elasticities. Energy Policy 35, 4485–4494.

[42] Neeland, Hayden (2009), "The Residential Demand for Electricity in the United States", Economic Analysis & Policy, 39, pp.193-203.

[43] Omay, Tolga (2012), "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Nonlinear Panel Cointegration and Causality Tests", Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/37653/MPRA Paper No. 37653, posted 26. March 2012 / 15:20.

[44] Pindyck, R.S., (1979). The Structure of World Energy Demand. MIT Press, Cambridge, MA.

[45] Sa'ad, S., 2009. Electricity demand for South Korean residential sector. Energy Policy 37 (2009), 5469–5474.

[46] Silk, Julian and Frederick L.Joutz. "Short and long -Run Elasticities in US Residential Electricity Demand: A Cointegration Approach", Energy Economics, Vol.19, (1997), PP.493-513.

[47] Traill, B., Colman, D., Young, T., (1978). Estimating Irreversible Supply Functions. The American Journal of Agricultural Economics 60 (3), 528–531.

[48] Villareal, M , Moreira, J. (2016). Household consumption of electricity in Brazil between 1985 and 2013. Energy Policy 96 251–259.

[49] Wiesmann, D., Lima Azevedo, I., Ferrão, P., Fernández, J.E., 2011. Residential electricity consumption in Portugal: findings from top-down and bottom-up models. Energy Policy 39, 2772–2779.

[50] Wolffram, R., (1971). Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches—Some Critical Notes. The American, Journal of Agricultural Economics 53 (2), 356–359.