

تحلیل کشتش قیمتی تقاضای برق در ایران با استفاده از رگرسیون کوانتایل

چکیده:

هدف این مطالعه تحلیل کشتش قیمتی تقاضای برق خانگی و غیرخانگی در ۳۱ استان ایران در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ است. برای برآورد مدل با توجه به وجود چولگی در متغیر وابسته، روش رگرسیون کوانتایل انتخاب شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کشتش قیمتی برای تقاضای برق خانگی در بازه ۰/۰۶۹- تا ۰/۱۱۵- قرار دارد. در حالی که کشتش قیمتی برای تقاضای برق غیرخانگی در بازه ۰/۰۲۱- تا ۰/۰۴۳- قرار می‌گیرد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اگرچه در هر دو بخش کشتش قیمتی تقاضا کم است اما تقاضای برق خانگی با کشتش تر از تقاضای برق غیرخانگی است. همچنین افزایش قیمت گاز طبیعی به عنوان نزدیک‌ترین جانشین برق تاثیر اندکی بر مصرف برق بخش خانگی و غیر خانگی داشته است. از دیگر نتایج مدل می‌توان به تاثیر بزرگ عادات مصرفی بر مصرف برق خانگی و غیر خانگی اشاره کرد.

طبقه‌بندی JEL: C۱۳, C۳۲.

کلید واژه‌ها: کشتش قیمتی، تقاضای برق خانگی، رگرسیون کوانتایل، تقاضای برق غیر خانگی.

۱. مقدمه

بررسی روند مصرف برق در ایران نشان می‌دهد که میزان مصرف برق در طی زمان در کشور روند صعودی داشته است. در بخش خانگی میزان استفاده از برق به دلیل دسترسی مصرف‌کنندگان به شبکه برق، بهبود قابلیت اطمینان و نیز افزایش تعداد وسایل الکتریکی افزایش یافته است. از این رو، با افزایش نفوذ برق به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع انرژی، انتظار می‌رود تغییراتی در تقاضای برق خانگی در ایران رخ داده باشد. از طرف دیگر افزایش شدت الکتریکی صنایع و همچنین افزایش استفاده از آب‌های زیرزمینی از طریق مجموعه‌های پمپ‌های الکتریکی نیز به ترتیب دو بخش صنعت و کشاورزی را بیشتر از گذشته به مصرف برق وابسته نموده است. بنابراین با گذشت زمان بخش خانگی و غیرخانگی بیشتر به صنعت برق وابسته شده‌اند.

بررسی تقاضای برق در بخش‌های مختلف در مطالعات زیادی مورد توجه قرار گرفته است. اهمیت این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که انرژی الکتریکی به عنوان بخش جدایی‌ناپذیر عصر کنونی در تمامی زوایای زندگی افراد جامعه حضور داشته و زمینه افزایش رفاه و آسایش افراد را فراهم نموده است. امروزه برق به دلیل ارتباط با سایر بخش‌ها و نهادهای اقتصادی (در قالب نهاده یا کالای نهایی)، نقش قابل توجهی در فرآیند تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و پیشبرد اهداف توسعه کشورها ایفا می‌کند. از این رو تجزیه و تحلیل تقاضا برای برق جهت شناخت دقیق‌تر عوامل موثر و میزان تاثیر آن‌ها بر مصرف برق بسیار حائز اهمیت است (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴). مطالعات زیادی پیرامون تابع تقاضای برق ایران در بخش‌های مختلف صورت گرفته و از روش‌های اقتصادسنجی متفاوتی برای برآورد تابع تقاضای برق استفاده شده است. در این مطالعات کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضای برق در دوره‌های زمانی مختلف با استفاده از روش‌های

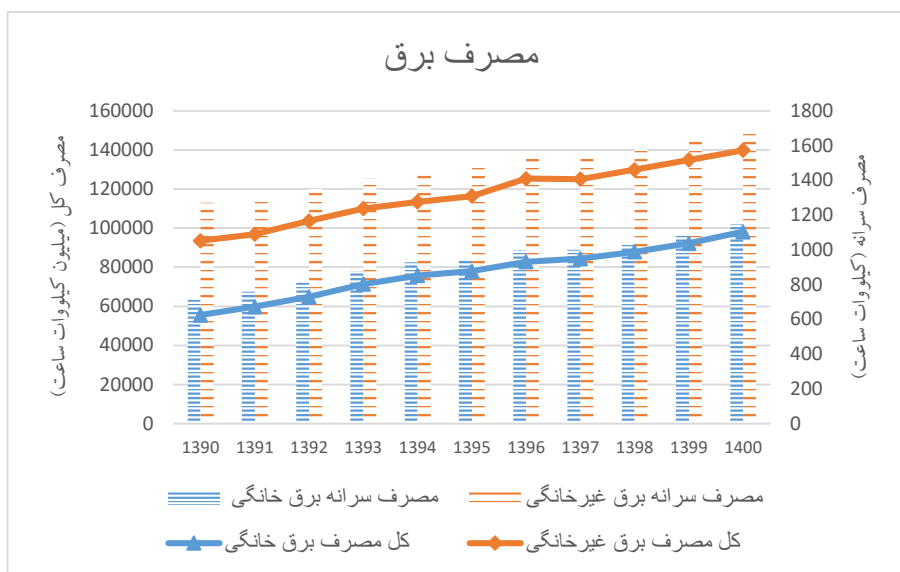
گوناگون محاسبه شده و مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. تفاوت مطالعه حاضر با این مطالعات و یکی از جنبه‌های نوآوری این مطالعه استفاده از رویکرد رگرسیون کوانتایل برای برآورد تابع تقاضای برق خانگی و تابع تقاضای برق سایر بخش‌ها (کل تقاضای برق منهای تقاضای برق خانگی) می‌باشد. در این رویکرد امکان محاسبه کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع برای سطوح مختلف تقاضای برق وجود دارد. لذا نتایج آن می‌تواند میزان تأثیرپذیری سیاست‌های قیمتی و درآمدی بر سطوح مختلف تقاضای برق را شناسایی کند و مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد. با توجه به آن که برق قابلیت ذخیره‌سازی ندارد، آگاهی از رفتار تابع تقاضای برق، در راستای مدیریت عرضه آن بسیار مؤثر خواهد بود؛ لذا این مطالعه به سیاست‌گذاران در اتخاذ تصمیمات درست و به موقع، کمک شایانی می‌نماید.

ساختار مقاله حاضر به این صورت است که به ترتیب در بخش دوم تقاضای برق در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم پیشینه تحقیق بیان می‌شود. در بخش چهارم روش‌شناسی تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش پنجم به تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص می‌یابد. در بخش ششم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲. تقاضای برق ایران

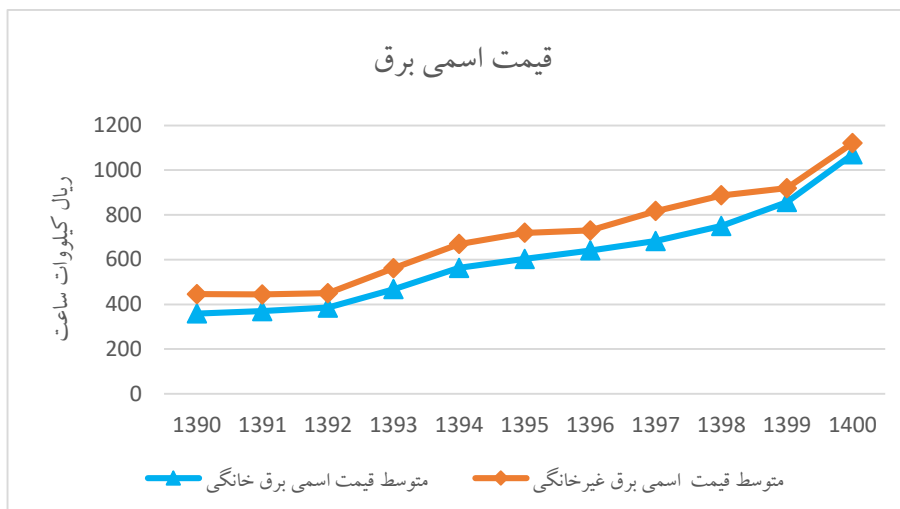
در سال‌های اخیر به دلیل رشد سریع جمعیت، توسعه شهرنشینی، افزایش سطح رفاه، تغییرات آب و هوا، واقعی نبودن تعرفه‌ها و توسعه صنعتی و تجاری روند مصرف برق در ایران افزایشی بوده است. نمودار (۱) روند مصرف برق برای بخش‌های خانگی و غیرخانگی را نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار (۱) نیز مشاهده می‌شود، مصرف برق در بخش خانگی و غیرخانگی همواره رشد مثبت داشته است. در دهه گذشته رشد مصرف برق خانگی به طور متوسط سالانه ۵/۷ درصد و بخش غیرخانگی رشد ۵/۱ درصد بوده است.

روند مصرف سرانه برق نیز افزایشی بوده است و در بخش خانگی از متوسط ۷۱۳ کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۰ به ۱۱۴۷ کیلووات ساعت در سال ۱۴۰۰ رسیده است؛ به عبارت دیگر، رشد ۷۰ درصدی نسبت به ابتدای دوره داشته است. در حالیکه مصرف برق غیرخانگی از ۱۲۷۱ کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۰ به ۱۶۹۵ کیلووات ساعت در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته و رشد ۳۳ درصدی داشته است.



نمودار (۱): مصرف برق در بخش خانگی و غیرخانگی

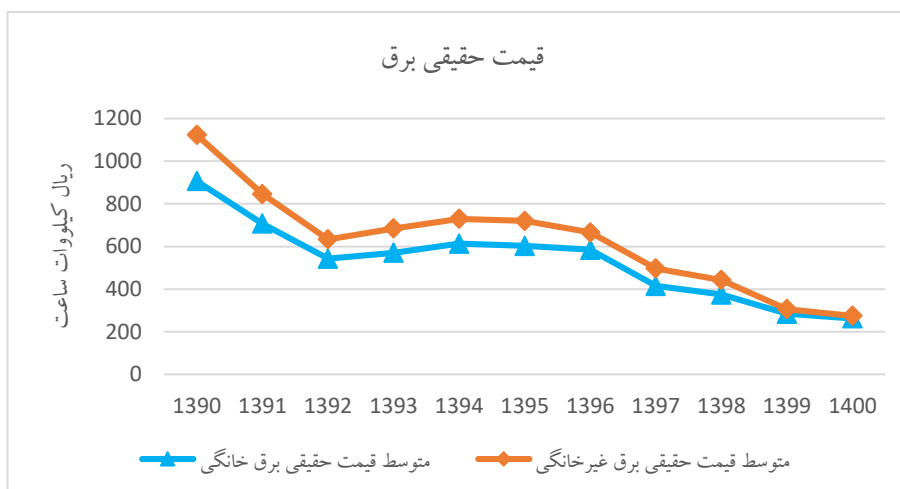
منبع: آمار تفصیلی صنعت برق ایران- توزیع نیروی برق- سال‌های مختلف، محاسبات تحقیق از لحاظ تئوری انتظار می‌رود بین تقاضای برق و قیمت آن رابطه منفی برقرار باشد، نمودار (۲) روند قیمت اسمی برق در بخش خانگی که برابر با متوسط نرخ فروش برق به بخش خانگی است و متوسط قیمت اسمی بخش غیرخانگی که برابر با متوسط موزون نرخ فروش برق به سایر بخش‌ها (صنعت، کشاورزی، خدمات، عمومی، روشنایی) است را در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.



نمودار (۲): قیمت اسمی برق در بخش خانگی و غیر خانگی

منبع: آمار تفصیلی صنعت برق ایران- توزیع نیروی برق- سال‌های مختلف
همانطور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، قیمت اسمی برق در بخش خانگی و غیر خانگی روند صعودی داشته است و همواره متوسط قیمت اسمی برق بخش خانگی از غیر خانگی کمتر بوده است، اگرچه فاصله قیمت برق این دو بخش در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ کم شده است.

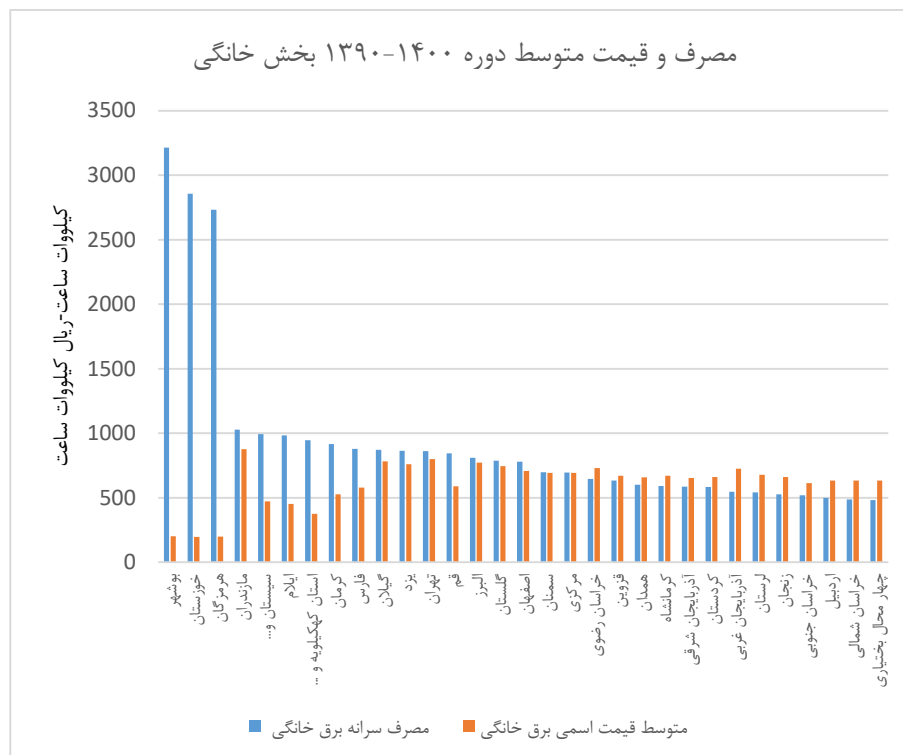
باید به این نکته توجه کرد که اگر چه قیمت اسمی برق در دوره مورد بررسی روند افزایشی داشته است اما تقاضای برق تابعی از قیمت حقیقی برق است. لذا در ادامه در نمودار (۳) قیمت حقیقی برق در دوره مورد بررسی در بخش خانگی و غیر خانگی ارائه شده است. برای حقیقی کردن قیمت برق از شاخص قیمت مصرف کننده در سال ۱۳۹۵ استفاده شده است.



نمودار (۳): متوسط قیمت حقیقی برق در بخش خانگی و غیر خانگی

منبع: آمار تفصیلی صنعت برق ایران- توزیع نیروی برق- سال‌های مختلف

همانطور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، روند قیمت حقیقی برق در بخش خانگی و غیر خانگی در دوره مورد بررسی نزولی بوده است. اگر چه نمودار (۲) حاکی از روند صعودی قیمت اسمی برق بوده است اما به دلیل وجود تورم موجود در کشور که در اکثر سال‌ها نیز دو رقمی بوده، قیمت حقیقی برق روند کاهشی داشته است. بطوری که قیمت حقیقی برق در بخش خانگی از ۹۰۱ ریال برای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۰ به ۲۶۳ ریال در سال ۱۴۰۰ رسیده است و بیش از ۷۰ درصد کاهش پیدا کرده است. متوسط قیمت حقیقی برق در بخش غیر خانگی نیز در این دوره کاهش ۷۵ درصدی داشته است. لذا قیمت اسمی برق متناسب با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، افزایش پیدا نکرده است. در ادامه برای بررسی دقیق‌تر مصرف برق ایران، سرانه مصرف و قیمت برق به تفکیک استان‌ها برای بخش خانگی و غیر خانگی در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ به ترتیب در نمودارهای (۳) و (۴) آورده شده است.

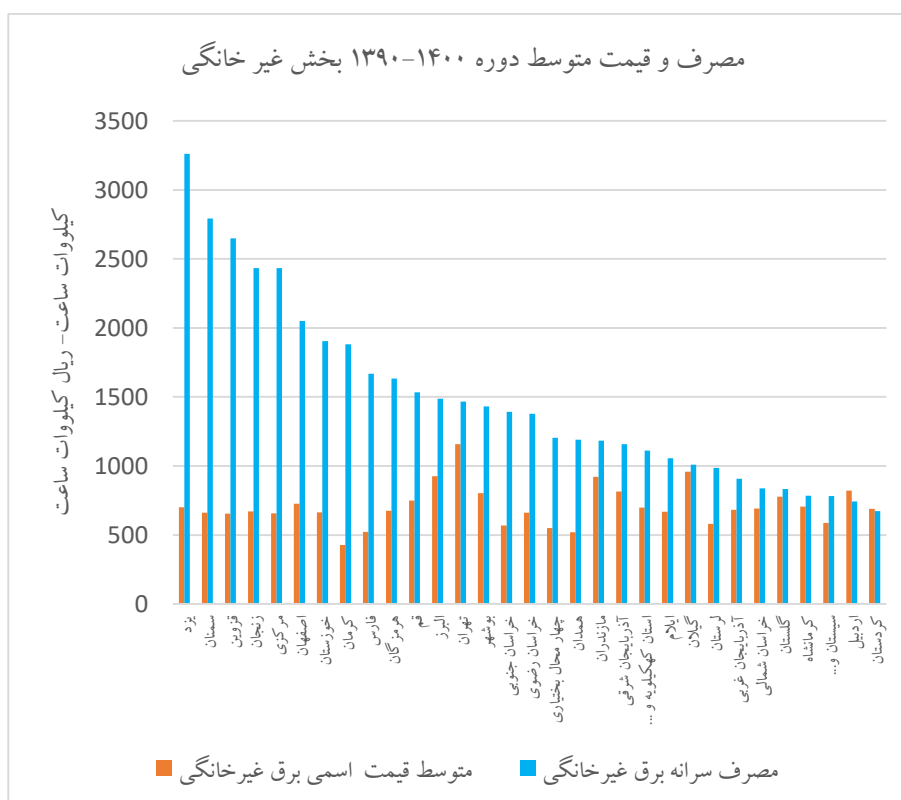


نمودار (۴): متوسط قیمت اسمی و مصرف سرانه برق خانگی استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۰-۱۴۰۰

منبع: آمار تفصیلی صنعت برق ایران- توزیع نیروی برق- سال‌های مختلف، محاسبات تحقیق

همانطور که در نمودار (۴) مشاهده می‌شود، مصرف سرانه و قیمت برق خانگی در استان‌های مختلف، تفاوت زیادی دارد. بطوری که متوسط سرانه مصرف برق در دهه گذشته در استان بوشهر ۳۱۲۳ کیلو وات ساعت بوده است در حالیکه در استان چهار محال و بختیاری سرانه مصرف برق خانگی تنها ۴۸۱ کیلووات ساعت بوده است؛ یعنی سرانه مصرف برق خانگی در استان بوشهر نزدیک به ۷ برابر سرانه مصرف برق در استان چهار محال و بختیاری است. سرانه مصرف در استان‌های بوشهر، خوزستان، و هرمزگان تفاوت زیادی با سایر استان‌های کشور دارد. اگرچه این تفاوت در استان‌های دیگر کمتر است اما تفاوت زیادی بین مصرف سرانه سایر استان‌ها نیز وجود دارد برای مثال سرانه مصرف برق

خانگی استان مازندران ۲ برابر بیشتر از استان چهار محال و بختیاری است. بدلیل تعیین تعرفه‌های برق خانگی با توجه به شرایط آب و هوایی، متوسط قیمت برق در استان‌های بوشهر، هرمزگان و خوزستان بسیار کمتر از سایر استان‌های کشور است. بطوریکه متوسط قیمت برق در استان‌های تهران و مازندران بیش از ۴ برابر استان‌های بوشهر هرمزگان و خوزستان است.



نمودار (۵): متوسط قیمت اسمی و مصرف سرانه برق غیر خانگی استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۰-۱۴۰۰
منبع: آمار تفصیلی صنعت برق ایران- توزیع نیروی برق- سال‌های مختلف، محاسبات تحقیق.
همانطور که در نمودار (۵) مشاهده می‌شود، تفاوت زیادی در متوسط قیمت برق بخش غیر خانگی در استان‌های ایران وجود ندارد. البته باید به این نکته اشاره کرد که متوسط قیمت برق در استان‌های تهران، گیلان، مازندران و البرز نسبت به سایر استان‌ها بیشتر است اما در

مقایسه با بخش خانگی این تفاوت قیمت کمتر است. سرانه مصرف برق در بخش غیر خانگی نیز در استان‌های مختلف تفاوت زیادی دارد، برای مثال سرانه مصرف برق غیر خانگی در استان یزد، نزدیک به ۵ برابر سرانه مصرف برق غیر خانگی در استان کردستان است. دلیل این موضوع ساختار متفاوت اقتصاد این استان‌ها است.

با توجه به تفاوت زیاد در مصرف سرانه و قیمت برق در هر دو بخش خانگی و غیر خانگی در استان‌های کشور، استفاده از داده‌های تجمیع شده، گمراه کننده خواهد بود. لذا بهتر است برای بررسی وضعیت تقاضای برق در ایران از داده‌های استانی استفاده شود. از سوی دیگر با توجه به تفاوت بسیار زیاد سرانه مصرف برق و همچنین متوسط قیمت برق در استان‌های مختلف نتایج رویکردهای رگرسیون متداول همراه با تورش خواهد بود. لذا برآورد مدل با استفاده از رگرسیون کوانتایل می‌تواند بخشی از این خطا را کاهش دهد.^۱

۳. پیشینه تجربی

تران و ساهو^۲ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی پاسخ تقاضای برق صنعتی به تغییرات نامتقارن قیمت در هند در بازه زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۶ پرداختند. برای این منظور از مدل خودرگرسیون توزیعی با وقفه گسترده غیر خطی (NARDL) استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان داد که تقاضای برق به افزایش زیاد قیمت، واکنش شدیدتری نشان می‌دهد.

^۱ نویسندگان به این موضوع واقف هستند که بهتر است تابع تقاضای برق و محاسبه کشش قیمتی، جانشینی و همچنین درآمدی با استفاده از اطلاعات خرد در سطح خانوار و بنگاه برآورد شود. اما عدم دسترسی به این اطلاعات و همچنین وجود قیده‌های زیادی مانند تعرفه‌های پلکانی و دسته‌بندی‌های جغرافیایی و بخشی در مصرف کنندگان برق، موجب شده است در این مطالعه نیز مانند اکثر مطالعاتی که در رابطه با تقاضای برق در ایران انجام شده است از داده‌های کلی مصرف برق و همچنین از قیمت‌های میانگین استفاده شود.

^۲ Tran and Sahu

تران و همکاران^۱ (۲۰۲۳) به بررسی کشش درآمدي و قيمتي تقاضاي برق هند در دو سطح كلي و جزيي در بازه زماني ۱۹۸۱ تا ۲۰۲۰ پرداختند. براي اين منظور از رويکرد خودرگرسيون برداري با وقفه توزيعي^۲ (ARDL) استفاده شده است. نتايج تحقيق نشان داد كه كشش درآمدي در بخش مسكوني و صنعتي نزديك به يك و در بخش تجاري و كل بخش ها بيشتر از يك است. كشش قيمتي در بخش كل، مسكوني، صنعتي كوچكتر از يك است. اما كشش قيمتي در بخش تجاري از نظر آماري معنادار نيست.

جين و كيم^۳ (۲۰۲۳) در مطالعه اي به محاسبه كشش درآمدي و كشش قيمتي تقاضاي برق خانگي در ۱۸ كشور اتحاديه اروپا پرداختند. براي اين منظور از رويکرد رگرسيون كوتتايل استفاده كردند. نتايج اين تحقيق نشان داد كه كشش درآمدي در چندينك هاي پايين تر بيشتر است. در حاليكه كشش قيمتي تقريبا در همه چندينك ها يكسان است.

او ك و امودي^۴ (۲۰۲۲) در مطالعه اي به بررسي متغيرهايي مانند دما (گرمائيش و سرمايش)، درآمد، جمعيت و قيمت بر تقاضاي برق مسكوني كشورهاي عضو گروه G۷ در بازه زماني ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۹ پرداختند. براي اين منظور از رويکرد رگرسيون كوتتايل استفاده شده است. نتايج اين تحقيق نشان داد كه تقاضاي برق در كشورهاي مورد مطالعه از نظر آماري رابطه مثبت و معناداري با روزهاي سرد دارد و در روزهاي سرد افزايش تقاضاي برق بيشتر از روزهاي گرم است. همچنين نتايج نشان داد كه افزايش يك درصدی درآمد تقاضاي برق خانگي را به ميزان کمتر از ۰/۵ درصد افزايش مي دهد. از طرف ديگر، به طور متوسط افزايش يك درصدی قيمت برق موجب کاهش ۰/۱۱ درصدی تقاضاي

^۱ Tran et al

^۲ Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

^۳ Jim and Kim

^۴ Emenekwe and Emodi

برق خانگی می‌شود. در پایان آنها نشان دادند که جمعیت یک عامل اثرگذار بر افزایش تقاضای برق خانگی است.

تالبی و همکاران^۱ (۲۰۲۲) در مطالعه خود به بررسی نقش قیمت، تولید ناخالص ملی و درجه شهرنشینی بر تقاضای برق خانگی در تونس در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند. برای این منظور از رویکرد خود توضیحی با وقفه گسترده^۲ ARDL و آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج نشان داد که در بلندمدت قیمت برق و شهرنشینی اثر مثبت و معناداری بر تقاضای برق خانگی دارند. همچنین نتایج آزمون علیت گرنجر نشان داد که در کوتاه مدت علیت دو طرفه بین تقاضای برق خانگی و قیمت آن و بین تقاضای برق خانگی و شهرنشینی وجود دارد.

مارتینس و همکاران^۳ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به برآورد تقاضای برق خانگی برای ۵ منطقه برزیل بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ پرداختند. در این مطالعه از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج نشان داد که کشش‌های درآمدی و قیمتی در بلندمدت از کوتاه‌مدت بیشتر است. کشش قیمتی تقاضا در مناطق مختلف در کوتاه‌مدت در بازه ۰/۱۰۳- تا ۰/۶۴۲- و کشش درآمدی در بازه ۰/۱۱۷- تا ۱/۰۰۱ قرار دارد.

آهر و همکاران^۴ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای به شناسایی کشش تقاضای برق برای خانواده‌های برزیلی پرداختند. آن‌ها با استفاده از رگرسیون کوانتایل داده‌های اولیه حاصل از نظرسنجی بودجه خانوار برای دو دوره، ۱۹۹۸-۱۹۹۹ و ۲۰۱۳-۲۰۰۸ در منطقه شهری سائو پائولو را

^۱ Talbi et al

^۲ Autoregressive Distributed Lag

^۳ Martins et al.

^۴ Uhr et al.

مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که کشتش قیمتی تقاضا در بازه ۰/۴۶- تا ۰/۵۶- و کشتش درآمدی در بازه ۰/۲۰ تا ۰/۳۲ قرار دارد. بنابراین نتایج حاکی از آن است که پاسخ رفتاری خانوار به افزایش قیمت در گروه‌های مختلف یکنواخت نیست و واکنش در میزان تقاضای پایین‌تر، قوی‌تر است.

کاسمانینگرام^۱ (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیرپذیری تقاضای برق خانوار به تغییر قیمت و درآمد در خانوارهای اندونزی برای سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۴ پرداخت. نتایج برآورد مدل تقاضای برق با استفاده از رگرسیون کوانتایل نشان داد که تقاضای برق شهری نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشتش است و کشتش درآمدی کمتر از کشتش قیمت می‌باشد.

هوانگ^۲ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با استفاده از رگرسیون کوانتایل به بررسی عوامل تعیین کننده مصرف برق خانوار در تایوان در دوره ۲۰۰۲-۱۹۸۱ پرداخت. نتایج وی نشان داد که خصوصیات جمعیت شناختی، اجتماعی، اقتصادی و خانگی بر مصرف برق خانوار در بین سطوح تقاضای مختلف متفاوت است و در طول زمان تغییر می‌کند. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد که خانوارهای کم درآمد و کوچک ممکن است مصرف برق بالاتری را بر اساس سرانه داشته باشند. بنابراین، با کاهش حجم خانوار، افزایش تقاضای برق سرانه که ناشی از تغییر اندازه خانوار است، باید مورد توجه قرار گیرد.

وصال و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به تخمین کشتش قیمتی تقاضای برق در استان فارس پرداختند. آن‌ها برای شناسایی کشتش قیمتی برق خانگی با توجه به تغییرات برون‌زای قیمت و عدم امکان ذخیره‌سازی برق از روش ناپیوستگی رگرسیون استفاده کردند. نتایج نشان داد که یک درصد افزایش در قیمت برق، به طور متوسط مصرف برق را حدود ۰/۴ تا ۰/۷ کاهش می‌دهد.

^۱ Kusumaningrum

^۲ Huang

موسوی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به مدل‌سازی تقاضای کل برق ایران با استفاده از داده‌های ۲۸ استان و روش پانل فضایی برای دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶ پرداختند. نتایج نشان داد که کشش قیمتی تقاضای کل برق $0/08-$ ، کشش متقاطع تقاضای برق $0/065-$ ، کشش درآمدی $0/11$ و کشش تقاضا نسبت به تغییرات دما $1/9$ بوده است.

دریکوند و عسگری (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت برق بر تقاضای برق خانگی در استان‌های ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ با استفاده از روش پانل ARDL پرداختند. نتایج نشان داد که کشش قیمتی در کوتاه‌مدت $0/06-$ و در بلندمدت کشش قیمتی $2/38-$ بوده است. همچنین کشش قیمتی در کوتاه‌مدت $5/39-$ و در بلندمدت $52/40-$ بوده است.

ورهرامی و موحدیان (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پنل پویا طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش خانگی شهرستان‌های منتخب استان تهران (تهران، ورامین، فیروزکوه و دماوند) پرداختند. نتایج برآورد مدل آنها در کوتاه‌مدت بیانگر این است که با افزایش یک درصد قیمت برق، $0/42$ درصد از تقاضای برق کاهش می‌یابد. تأثیر قیمت انرژی جانشین همانند گاز بر مصرف برق بسیار اندک است، بین تقاضا و درآمد خانوار نیز یک رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. مؤثرترین عامل در تغییر تقاضا، مصرف در دوره گذشته، و ضریب آن $0/65$ می‌باشد. نتایج برآورد مدل در بلندمدت حاکی از آن است که تغییر قیمت برق، تقاضای برق را $1/2-$ درصد تغییر می‌دهد و با افزایش یک درصد درآمد، تقاضای برق $0/1$ درصد افزایش می‌یابد.

قره باغی و امامی میبدی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل تأثیرگذار بر روند مصرف برق در بخش‌های صنعت، خانگی و کشاورزی پرداختند. آنها در راستای این هدف تابع تقاضای برق در سه بخش فوق‌الذکر را به کمک داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۹۲ به روش OLS برآورد کردند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که ارتباط معناداری

بین مصرف انرژی الکتریکی با تعداد مشترکین به‌ویژه در بخش خانگی و ارزش افزوده در بخش صنعت وجود دارد. همچنین شاخص قیمت انرژی محاسبه‌شده در این تحقیق نشانگر عدم وجود جانشین مؤثر و قوی برای برق در هر سه بخش است.

ورهرامی و شاطری (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پنل پویا طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۰، به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت استان‌های منتخب (تهران، اصفهان، خوزستان، مرکزی و هرمزگان) که بیشترین مقدار استفاده از برق را در بخش صنعت داشته‌اند، پرداختند. نتایج حاصل از برآورد مدل آن‌ها در کوتاه‌مدت بیانگر این است که با افزایش یک درصد قیمت برق، ۰/۰۵ درصد از تقاضای برق کاهش می‌یابد. قیمت فرآورده‌های نفتی به عنوان یک کالای مکمل در بخش صنعت در نظر گرفته شده است، بین تقاضا و ارزش افزوده بخش صنعت و تعداد مشترکین نیز یک رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. مؤثرترین عامل در تغییر تقاضا، مصرف در دوره گذشته است به طوریکه با افزایش یک درصد مصرف در دوره گذشته ۰/۸۸ درصد تقاضا افزایش می‌یابد. نتایج برآورد مدل در بلندمدت حاکی از آن است که تغییر قیمت برق و تغییر شاخص قیمت فرآورده‌های نفتی، تقاضای برق را ۰/۴۱ درصد تغییر می‌دهد و با افزایش یک درصد ارزش افزوده، تقاضای برق ۰/۲۵ درصد افزایش می‌یابد.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با استفاده از مفهوم روند اساسی تقاضای انرژی^۱ (UEDT) و بکارگیری آن در الگوی سری زمانی ساختاری^۲ (STSM)، توابع تقاضای برق ایران در بخش‌های خانگی و صنعتی طی دوره ۱۳۵۵-۱۳۹۰ را برآورد کردند. نتایج نشان داد 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

^۱ Underling Energy Demand Trend

^۲ Structural Time Series Model

یکنواخت می‌باشد. همچنین، تقاضای برق در بخش‌های مذکور نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است.

جلایی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۸ استان کشور، به بررسی شاخص‌های اثرگذار بر مصرف برق خانگی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۱ پرداختند. براساس نتایج بدست 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 تأثیر عادات مصرفی بوده است.

جعفری و انصاری لاری (۱۳۹۲) تابع تقاضای برق خانگی در ایران را با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۰ استان کشور برآورد نمودند. نتایج حاکی از آن است که مصرف برق در بخش خانگی در ایران نسبت به قیمت برق و انرژی‌های جایگزین آن مانند نفت و گاز، چندان حساس نیست. همچنین بعد خانوار و نیاز به سرمایش و گرمایش نیز متغیرهای چندان تأثیرگذاری در روند مصرف برق خانگی در ایران نیستند.

چگنی آشتیانی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی و تکنیک‌های همجمعی در اقتصادسنجی، بخصوص مدل‌های پویای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و ساز و کار تصحیح خطا (ECM)، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل تقاضای انرژی الکتریکی کل کشور را برآورد کردند. پس از تخمین توابع تقاضای برق کل کشور، پیش‌بینی تقاضای برق کل کشور و بخش‌های فوق صورت پذیرفت. نتایج نشان داد که تقاضای برق نسبت به قیمت در ایران بی‌کشش است.

۴. روش‌شناسی تحقیق

۴-۱. رگرسیون کوانتایل

رگرسیون کوانتایل یک روش آماری است که نخستین بار بوسیله‌ی کونکر و باست^۱ (۱۹۷۸) معرفی شد. اساس این روش بر تابع چندک شرطی استوار است که در آن یک مجموعه از قدر مطلق خطا در اشکال نامتقارن حداقل می‌شود. رگرسیون کوانتایل تغییرات در کوانتایل‌های شرطی را توصیف می‌کند در حالیکه مدل رگرسیون خطی تغییر در میانگین شرطی متغیر وابسته در واکنش به تغییر در متغیرهای توضیحی را بیان می‌کند. به عنوان مثال در بررسی اثر سیاست‌های مالیاتی، اگر فرض شود چهل درصد بالای جامعه ثروتمند هستند رگرسیون کوانتایل قادر است که بر روی این بخش خاص تمرکز نماید، در حالیکه مدل میانگین شرطی توانایی این کار را ندارد. همچنین می‌توان اثر متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته در کوانتایل‌های مختلف بررسی نمود. به عنوان مثال ممکن است در قسمت پایین توزیع متغیر وابسته (کوانتایل ۰/۲۵) اثر منفی و در قسمت بالای توزیع (کوانتایل‌های ۰/۷۵) اثر مثبت وجود داشته باشد. این نشان می‌دهد که عملکرد در بالای توزیع شرطی متغیر وابسته با افزایش متغیر مستقل تغییر نموده است.

یک رگرسیون کوانتایل در چارچوب مدل کوانکر و بوست (۱۹۷۸) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \text{ with } Quant_{\theta}(y_{it}, x_{it}) = x'_{it}\beta. \quad (1)$$

که در آن i نشان‌دهنده مقاطع و t نشان‌دهنده زمان است. در این تحقیق y_{it} و x_{it} به ترتیب نشان‌دهنده مصرف برق و برداری از رگرسورهاست که شامل قیمت برق، قیمت کالای جانشین و ... می‌باشد. β برداری از پارامترهای برآورد شده و ε برداری از اجزای اخلال

^۱ Koenker & Bassett

است. $Quant_{\theta}(y_{it}, x_{it})$ نشان دهنده کوانتایل شرطی θ ام از y_{it} در سطوح داده شده از x_{it} است. رگرسیون کوانتایل θ ام که θ بین صفر و یک است به صورت زیر حل خواهد شد:

$$Quant_{\theta}(y_{it}|x_{it}, c_i) = x'_{it}\beta + c_i \quad (2)$$

در این رابطه c اثر تغییر مکان بر کوانتایل شرطی متغیر وابسته است. برای تخمین مدل فوق برای چندین کوانتایل راه حل زیر پیشنهاد می شود:

$$\begin{aligned} \min / \beta \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i,t: y_{it} > x'_{it}\beta} \theta |y_{it} - x'_{it}\beta| \right. \\ \left. + \sum_{i,t: y_{it} < x'_{it}\beta} (1 - \theta) |y_{it} - x'_{it}\beta| \right\} \\ = \min / \beta \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_{\theta} \varepsilon_{\theta it} \end{aligned} \quad (3)$$

جاییکه $\rho_{\theta}(\cdot)$ نشان دهنده تابع کنترل^۱ است که به صورت زیر نوشته می شود:

$$\rho_{\theta}(\varepsilon_{\theta it}) = \begin{cases} \theta \varepsilon_{\theta it} & \theta \varepsilon_{\theta it} \geq 0 \\ (1 - \theta) \varepsilon_{\theta it} & \theta \varepsilon_{\theta it} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

این معادله براساس تکنیک برنامه ریزی خطی حل خواهد شد.

۲-۴. معرفی مدل و متغیرها

این مطالعه به دنبال برآورد تابع تقاضای برق در بخش خانگی و غیر خانگی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ است. به منظور برآورد تابع تقاضای برق خانگی از مدل (۵) استفاده می شود:

$$\begin{aligned} \ln QEH_{it}(\tau|X_{it}) = & \alpha(\tau) + \beta_1(\tau)QEH_{it-1} + \beta_2(\tau) \ln PEH_{it} \\ & + \beta_3(\tau) \ln PGH_{it} + \beta_4(\tau) \ln INC_{it} \\ & + \beta_5(\tau) \ln CDD_{it} + \beta_6(\tau) \ln HDD_{it} + \varepsilon_{it}(\tau) \end{aligned} \quad (5)$$

^۱ Check Function

در این رابطه $\ln QEH_{it}$ ، لگاریتم مصرف برق سرانه بخش خانگی در استان i در دوره t ؛ $\ln PEH_{it}$ ، لگاریتم قیمت برق خانگی در استان i در دوره t ؛ $\ln PGH_{it}$ ، لگاریتم قیمت گاز طبیعی در استان i در دوره t ؛ $\ln INC_{it}$ ، لگاریتم درآمد سرانه خانوار (نسبت درآمد سالانه خانوار در هر استان به بعد خانوار آن استان) در استان i در دوره t ؛ $\ln CDD_{it}$ نیاز به سرمایش در استان i در دوره t ؛ $\ln HDD_{it}$ نیاز به گرمایش در استان i در دوره t است. برای محاسبه نیاز به سرمایش و گرمایش با توجه به مطالعات مختلفی از جمله مطالعه فلینی^۱ (۲۰۲۱) از دو رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$\text{if } T_i \geq 24^{\circ}\text{C}, \text{ then } CDD = \sum (T_i - 21) \text{ else } CDD = 0 \quad (6)$$

$$\text{if } T_i \leq 15^{\circ}\text{C}, \text{ then } HDD = \sum (18 - T_i) \text{ else } HDD = 0 \quad (7)$$

CDD نیاز به سرمایش برحسب درجه - روز؛ T_i میانگین دمای روزانه به درجه، HDD نیاز به گرمایش را نشان می‌دهد. آستانه نیاز به سرمایش و گرمایش برحسب تعریف جمع تفاضل‌های میانگین‌های روزانه دما از آستانه معین در دوره مشخصی از سال است.

به منظور برآورد تابع تقاضای برق غیرخانگی از مدل (۸) استفاده می‌شود:

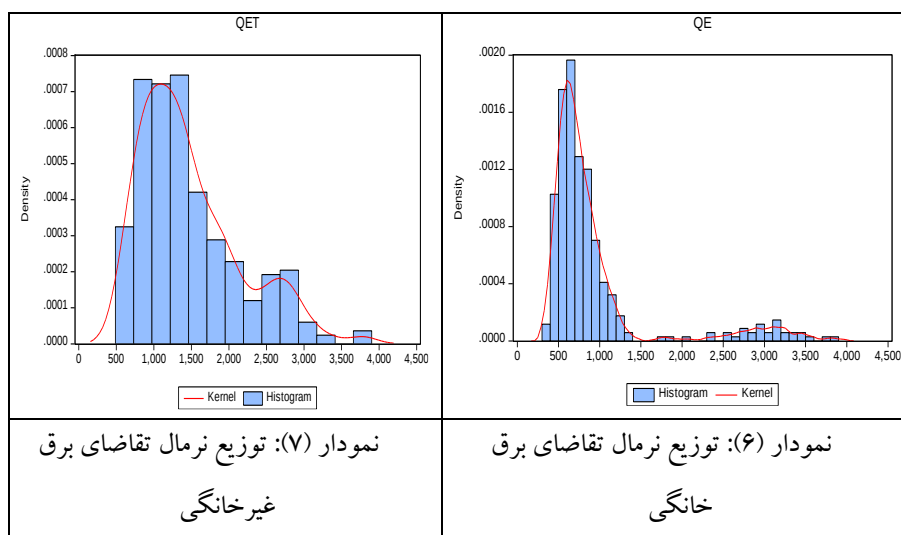
$$\begin{aligned} \ln QEO_{it}(\tau|X_{it}) = & \alpha(\tau) + \beta_1(\tau)\ln QEO_{it-1} + \beta_2(\tau)\ln PEO_{it} \\ & + \beta_3(\tau)\ln PGO_{it} + \beta_4(\tau)\ln GDP_{it} \\ & + \beta_5(\tau)\ln STR_{it} + \beta_6(\tau)\ln NUM_{it} + \varepsilon_{it}(\tau) \end{aligned} \quad (8)$$

در این رابطه $\ln QEO_{it}$ ، لگاریتم مصرف برق سرانه غیرخانگی در استان i در دوره t ؛ $\ln PEO_{it}$ ، لگاریتم متوسط قیمت برق غیرخانگی در استان i در دوره t ؛ $\ln PGO_{it}$ ، لگاریتم قیمت گاز طبیعی در استان i در دوره t ؛ $\ln GDP_{it}$ ، لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت در استان i در دوره t ؛ $\ln STR_{it}$ ، لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت به

تولید ناخالص داخلی (به عنوان نشان دهنده تغییرات ساختاری در اقتصاد استان) در استان i در دوره t $\ln NUM_{it}$ لگاریتم تعداد مشترکان برق غیر خانگی در استان i در دوره t است. متغیرهای قیمتی و درآمد خانوار در این تحقیق با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده در سال پایه ۱۳۹۵ در هر استان به صورت متغیرهای حقیقی لحاظ شده است.

۵. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

مهم‌ترین مزیت رگرسیون کوانتایل این است که روند تغییر متغیرهای مستقل را در سطوح مختلف متغیر وابسته به خوبی نشان می‌دهد. هیستوگرام متغیرهای تقاضای برق خانگی و غیر خانگی به ترتیب در نمودارهای (۶) و (۷) نشان داده شده است.



منبع: یافته‌های تحقیق

با دقت در نمودارهای (۶) و (۷) مشخص می‌شود که هر دو توزیع متغیرهای تقاضای برق خانگی و غیر خانگی چوله به راست و دارای نقاط پرت زیادی هستند. بنابراین فاقد توزیع نرمال هستند و رگرسیون حداقل مربعات برای بررسی عوامل موثر بر متغیرهای مورد نظر مناسب نیست. همچنین از آنجا که رگرسیون کوانتایل به بررسی تمام قسمت‌های توزیع

و ارائه کامل شکل‌های رگرسیونی می‌پردازد، روش مناسبی در مدل‌سازی متغیرهای چوله می‌باشد. به عبارت دیگر، برخلاف رگرسیون معمولی که تنها اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را در میانگین داده‌ها بررسی می‌کند رگرسیون کوانتایل قادر است اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته را در توزیع‌های شرطی مختلف بیان کند (کود و رود،^۱ ۲۰۰۶؛ موستلر و توکی،^۲ ۱۹۷۷). در ادامه برای برآورد تابع تقاضای برق در دو بخش خانگی و غیرخانگی از رویکرد رگرسیون کوانتایل استفاده خواهد شد.

۱-۵. تقاضای برق خانگی

نتایج برآورد مدل (۵) با استفاده از رگرسیون کوانتایل برای دهک‌های مختلف مصرف برق خانگی در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای برق خانگی

چندک	وقفه اول تقاضای برق خانگی ($\ln QEH_{it-1}$)	قیمت برق خانگی ($\ln PEH_{it}$)	قیمت گاز طبیعی ($\ln PGH_{it}$)	درآمد سرانه خانوار ($\ln INC_{it}$)	نیاز به سرمایش ($\ln CDD_{it}$)	نیاز به گرمایش ($\ln HDD_{it}$)	مقدار ثابت (C)
۰/۱	۰/۸۷۹***	-۰/۱۱۵***	۰/۰۴۶***	۰/۰۵۷***	۰/۰۱۳	-۰/۰۰۵	۰/۲۱۹***
۰/۲	۰/۹۲۰***	-۰/۰۸۱***	۰/۰۳۴***	۰/۰۳۲**	۰/۰۰۸*	-۰/۰۰۱	۰/۱۸۴***
۰/۳	۰/۹۲۴***	-۰/۰۸۴***	۰/۰۳۶***	۰/۰۳۱**	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱	۰/۱۸۷***
۰/۴	۰/۹۲۵***	-۰/۰۸۶***	۰/۰۴۱***	۰/۰۲۵*	۰/۰۰۵*	۰/۰۰۱	۰/۲۰۵***
۰/۵	۰/۹۳۱***	-۰/۰۸۵***	۰/۰۳۹***	۰/۰۱۸	۰/۰۰۶**	۰/۰۰۲	۰/۲۱۶***
۰/۶	۰/۹۳۴***	-۰/۰۹۰***	۰/۰۴۱***	۰/۰۱۹	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۴	۰/۲۰۸***
۰/۷	۰/۹۴۴***	-۰/۰۹۶***	۰/۰۴۷***	۰/۰۱۷	۰/۰۰۸***	۰/۰۱۱*	۰/۱۷۲***
۰/۸	۰/۹۶۰***	-۰/۰۶۹***	۰/۰۳۷***	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۸	۰/۱۹۲***

^۱ Coad and Rao

^۲ Mosteller and Tukey

۰/۱۴۴	۰/۰۰۶	۰/۰۰۷*	-۰/۰۵۴	۰/۰۱۹*	-۰/۰۰۳	۰/۹۷۰***	۰/۹
-------	-------	--------	--------	--------	--------	----------	-----

منبع: یافته‌های تحقیق

*: معنی دار در سطح خطای ده درصد

***: معنی دار در سطح خطای پنج درصد

***: معنی دار در سطح خطای یک درصد

همانطور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، نتایج نشان می‌دهد ضریب وقفه متغیر مصرف برق خانگی مثبت و معنی دار است و از نظر عددی بزرگ است؛ یعنی مصرف برق دوره جاری بخش خانگی تا حدود زیادی تحت تاثیر مصرف برق دوره قبل است. این عادت مصرفی با حرکت به سمت کوانتایل‌های بالاتر، افزایش نیز پیدا می‌کند.

بین متغیر قیمت برق خانگی و تقاضای برق خانگی در ۸ کوانتایل اول رابطه منفی و معنی داری وجود دارد؛ یعنی با افزایش قیمت برق خانگی، میزان تقاضای برق کاهش می‌یابد. در رگسیون کوانتایل تفسیر اندازه ضریب در هر چندک مانند رگسیون حداقل مربعات می‌باشد به طوری که در کوانتایل اول ضریب متغیر قیمت برابر با ۰/۱۱۵- است؛ یعنی افزایش یک درصدی در قیمت برق در این کوانتایل موجب کاهش ۰/۱۱۵ درصدی در مصرف برق خواهد شد. در حالیکه در کوانتایل هشتم با افزایش یک درصدی در قیمت برق خانگی، مصرف برق تنها ۰/۰۶۹ درصد کاهش می‌یابد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مصرف کنندگانی که سرانه مصرف برق کمتری دارند، حساسیت بیشتری نسبت به افزایش قیمت برق نشان می‌دهند. کشش قیمتی تقاضای برق در سایر دهک‌ها نزدیک به هم است. کشش قیمتی تقاضای برق دهک نهم که مصرف کنندگان با بیشترین سرانه مصرف در آن قرار دارند، از نظر آماری معنی دار نیست. بنابراین نمی‌توان در مورد حساسیت تقاضا نسبت به تغییرات قیمت در این دهک اظهار نظر کرد.

همچنین نتایج جدول (۱) حاکی از آن است که ضریب متغیر قیمت انرژی جانشین در تمامی کوانتایل‌ها معنی‌دار است. واکنش کوانتایل اول نسبت به تغییر قیمت گاز طبیعی نزدیک به $2/5$ برابر کوانتایل نهم است؛ یعنی با افزایش یک درصدی در قیمت گاز طبیعی مصرف برق کوانتایل اول $0/046$ درصد افزایش پیدا می‌کند در حالیکه در کوانتایل نهم مصرف برق تنها $0/019$ درصد افزایش پیدا می‌کند. این نتیجه دور از انتظار نبود زیرا همانطور که در نمودار (۵) مشاهده شد، استان‌هایی که کمترین سرانه مصرف برق را دارند استان‌های سردسیر کشور هستند و در کوانتایل اول قرار دارند در حالیکه استان‌های گرمسیر با بیشترین سرانه مصرف برق در کوانتایل نهم قرار دارند. بنابراین مصرف برق در استان‌های سردسیر که مصرف گاز بیشتری نیز دارند (گاز مهم‌ترین منبع برای گرمایش در ایران است) با افزایش قیمت گاز بیشتر افزایش پیدا می‌کند.

ضریب متغیر درآمد سرانه خانوار تنها در چهار کوانتایل اول معنی‌دار است و نشان می‌دهد که در سطوح پایین مصرف برق خانگی، افزایش درآمد خانوار می‌تواند موجب افزایش مصرف برق شود. همچنین با حرکت از کوانتایل اول به کوانتایل چهارم، حساسیت تقاضای برق خانگی نسبت به درآمد کاهش می‌یابد.

ضریب متغیر نیاز به سرمایش بجز در کوانتایل اول که معنی‌دار نیست در سایر کوانتایل‌ها تاثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف برق خانگی دارد. باید به این نکته توجه داشت که این متغیر با توجه به رابطه (۶) ساخته شده است و یک درصد افزایش در این متغیر به معنی یک درصد افزایش در میانگین دما نیست. با توجه به وضعیت دمای هر استان در طول سال، افزایش یک درصدی در میانگین دمای روزانه می‌تواند نیاز به سرمایش را چندین درصد افزایش دهد که برای استان‌های مختلف متفاوت است. لذا کوچک بودن ضریب این متغیر قابل قبول است.

ضریب متغیر نیاز به گرمایش از نظر آماری معنی دار نیست. با توجه به بالا بودن سطح دسترسی به گاز طبیعی در کشور، افزایش نیاز به گرمایش تاثیر معنی داری بر تقاضای برق خانگی ندارد.

۵-۲. تقاضای برق غیر خانگی

نتایج برآورد مدل (۸) با استفاده از رگرسیون کوانتایل در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای برق غیر خانگی

چندک	وقفه اول تقاضای برق غیر خانگی ($\ln QEO_{it-1}$)	قیمت برق غیر خانگی ($\ln PEO_{it}$)	قیمت گاز طبیعی ($\ln PGO_{it}$)	تولید ناخالص داخلی سرانه ($\ln GDP_{it}$)	ساختار اقتصادی ($\ln STR_{it}$)	تعداد مشترکین ($\ln NUM_{it}$)	مقدار ثابت (C)
۰/۱	۰/۹۴۹***	-۰/۰۴۱**	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۷	۰/۰۳۸***	۰/۰۱۹	۰/۱۸۴***
۰/۲	۰/۹۶۵***	-۰/۰۴۳***	۰/۰۱۷	-۰/۰۰۶	۰/۰۳۱***	۰/۰۱۵	۰/۱۵۷**
۰/۳	۰/۹۶۴***	-۰/۰۳۸***	۰/۰۲۱***	۰/۰۰۱	۰/۰۲۱**	۰/۰۰۵	۰/۱۳۴**
۰/۴	۰/۹۶۳***	-۰/۰۲۴**	۰/۰۱۴*	۰/۰۱۶	۰/۰۱۶**	-۰/۰۱۸	۰/۱۳۷***
۰/۵	۰/۹۵۱***	-۰/۰۲۳**	۰/۰۲۰***	۰/۰۱۷***	۰/۰۲۲***	-۰/۰۱۷***	۰/۱۵۴***
۰/۶	۰/۹۴۵***	-۰/۰۳۳**	۰/۰۲۵**	۰/۰۲۳*	۰/۰۲۴**	-۰/۰۲۷**	۰/۱۸۷***
۰/۷	۰/۹۳۴***	-۰/۰۲۱*	۰/۰۲۰***	۰/۰۴۹***	۰/۰۲۱**	-۰/۰۵۱***	۰/۱۳۲**
۰/۸	۰/۹۴۴***	۰/۰۰۴	۰/۰۱۱	۰/۰۴۵***	۰/۰۱۷*	-۰/۰۵۲***	۰/۱۲۱***
۰/۹	۰/۹۲۵***	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۹**	۰/۰۶۶***	۰/۰۰۶	-۰/۰۷۳***	۰/۱۴۴**

منبع: یافته‌های تحقیق

*: معنی دار در سطح خطای یک درصد

** : معنی دار در سطح خطای پنج درصد

***: معنی دار در سطح خطای ده درصد

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، وقفه اول تقاضای برق غیر خانگی مثبت و معنی‌دار و مقدار عددی این ضریب بسیار بزرگ است؛ یعنی در بخش غیر خانگی نیز عادات مصرفی مهم‌ترین عامل در تقاضای برق است. همچنین با حرکت به سمت کوانتایل‌های بالاتر این ضریب کاهش می‌یابد، یعنی عادت مصرف برق در کوانتایل‌های پایین مصرف برق، بیشتر است.

مطابق با انتظار متغیر متوسط قیمت برق بخش غیر خانگی تاثیر منفی بر مصرف برق این بخش دارد. ضریب این متغیر بجز در دو کوانتایل آخر در سایر کوانتایل‌ها از نظر آماری معنادار است. ضریب قیمت برق در کوانتایل‌های بالاتر نسبت به کوانتایل‌های پایین‌تر، کمتر است و حاکی از کم کشش‌تر بودن قیمت برق بخش غیر خانگی در کوانتایل‌های بالای مصرف برق است.

متغیر قیمت انرژی جانشین بجز در کوانتایل‌های اول، دوم و هفتم در سایر کوانتایل‌ها مثبت و معنادار است. میزان حساسیت تقاضای برق غیر خانگی نسبت به افزایش قیمت گاز طبیعی در کوانتایل‌هایی که از نظر آماری معنی‌دار هستند، نزدیک به ۰/۰۲ است و حاکی از آن است که یک درصد افزایش در قیمت گاز طبیعی موجب افزایش ۰/۰۲ درصدی در مصرف برق در بخش غیر خانگی می‌شود.

ضرایب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه نیز در کوانتایل‌های پنجم تا نهم از نظر آماری معنی‌دار است و با حرکت به سمت کوانتایل‌های بالاتر، حساسیت تقاضای برق نسبت به تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. برای مثال در دهک نهم افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت موجب افزایش ۰/۰۶۶ درصدی در مصرف برق سرانه در این کوانتایل می‌شود در حالیکه در کوانتایل پنجم افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه تنها ۰/۰۱۷ درصد مصرف برق سرانه را افزایش می‌دهد. بنابراین در

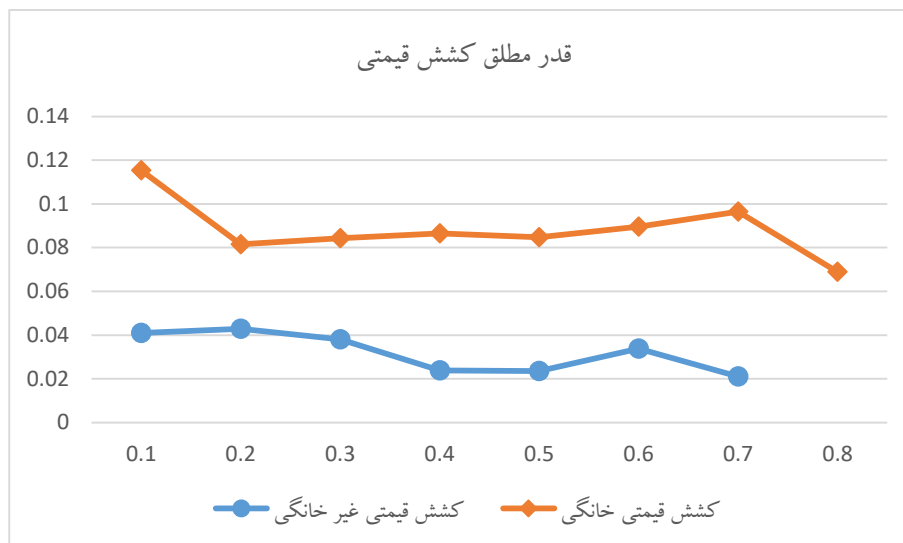
استان‌هایی که مصرف سرانه برق غیر خانگی بالاتری دارند، برای افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی برق بیشتری نیاز دارند.

ضرایب متغیر تغییرات ساختاری اقتصاد بجز در کوانتایل نهم در سایر کوانتایل‌ها معنی‌دار است و با حرکت از کوانتایل‌های پایین به کوانتایل‌های بالاتر کاهش می‌یابد. ضریب این متغیر در کوانتایل اول برابر با ۰/۰۳۸ است و حاکی از آن است که اگر سهم ارزش افزوده بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی یک درصد افزایش یابد، سرانه مصرف برق در بخش غیر خانگی ۰/۰۳۸ درصد افزایش می‌یابد. در حالیکه در کوانتایل هشتم افزایش یک درصدی در سهم ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی سرانه، موجب افزایش ۰/۰۱۷ درصدی در مصرف برق می‌شود.

تعداد مشترکین به عنوان متغیر کنترلی در مدل آورده شده است و در کوانتایل‌های پنجم تا نهم تاثیر منفی و معنی‌داری بر مصرف بخش غیر خانگی دارد.

۵-۳. مقایسه نتایج دو مدل

با توجه به نتایج دو مدل در ادامه کشش قیمتی تقاضای برق بخش خانگی و غیر خانگی با هم مقایسه می‌شود. نمودار (۸) قدر مطلق کشش قیمتی برق در بخش خانگی و غیر خانگی را در کوانتایل‌های مختلف نشان می‌دهد.



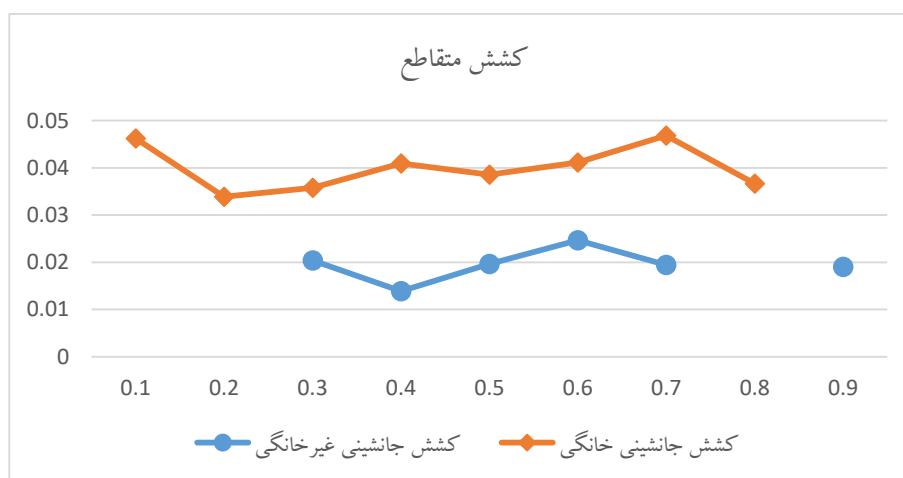
نمودار (۸): قدر مطلق کشش قیمتی برق در بخش‌های خانگی و غیر خانگی در کوانتایل‌های مختلف

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در نمودار (۸) مشاهده می‌شود، کشش قیمتی مصرف برق خانگی نسبت به مصرف برق غیر خانگی بیشتر است؛ یعنی بخش خانگی واکنش شدیدتری به افزایش قیمت برق در مقایسه با غیر خانگی نشان می‌دهد. لذا در سال‌های مورد بررسی سیاست‌های قیمتی برق در بخش خانگی در مقایسه با غیر خانگی از کارایی بیشتری در زمینه کاهش مصرف برق برخوردار است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضای برق غیر خانگی در سطوح بالاتر مصرف کاهش پیدا می‌کند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سیاست‌های قیمتی در کوانتایل‌های پایین مصرفی بخش غیر خانگی در مقایسه با کوانتایل‌های بالا، تاثیر بیشتری بر تقاضای برق این بخش دارد.

کشش متقاطع برای دو تابع تقاضا در نمودار (۹) آورده شده است. همانطور که قبلاً نیز بیان شد کشش متقاطع برای هر دو تابع مثبت است. همانطور که مشاهده می‌شود، کشش متقاطع تقاضای برق خانگی بیشتر از کشش متقاطع تقاضای برق غیر خانگی در تمامی

کوانتایل‌ها است. دلیل این موضوع به ساختار بخش غیر خانگی مصرف برق برمی‌گردد که نمی‌تواند به سرعت نسبت به افزایش قیمت انرژی جانشین واکنش نشان دهد. برای مثال در بخش صنعت و کشاورزی امکان جانشین کردن گاز بجای برق بسیار هزینه‌بر است و نیاز به زمانی زیادی دارد. درحالی‌که بخش خانگی با افزایش قیمت گاز می‌تواند اجاق یا وسیله گرمایشی برقی را جانشین وسیله گازی کند.



نمودار (۹): کشش متقاطع در بخش‌های خانگی و سایر بخش‌ها

منبع: یافته‌های تحقیق

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

دانش کافی از کشش قیمتی به سیاست‌گذاران در ایجاد سیاست‌های قیمت‌گذاری که بر الگوهای مصرف تأثیر می‌گذارد، کمک می‌کند و تمرکز بیشتر بر صرفه‌جویی و کارایی انرژی را تشویق می‌کند. در این مطالعه تابع تقاضای برق در بخش خانگی و غیر خانگی در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ برای ۳۱ استان ایران برآورد شده است. با توجه به اینکه توزیع متغیر وابسته برای هر دو مدل مذکور چوله بود، نتایج حاصل از رگرسیون حداقل مربعات

قابل اعتماد نیست و می‌تواند گمراه‌کننده باشد. از اینرو در تحقیق حاضر از رگرسیون کوانتایل استفاده شده است که ویژگی‌های مناسبی را در برخورد با متغیر وابسته چوله دارد. نتایج حاکی از آن بود که کشش قیمتی برای تقاضای برق خانگی در بازه ۰/۰۶۹- تا ۰/۱۱۵- قرار دارد. همچنین کشش قیمتی برای تقاضای برق غیرخانگی در بازه ۰/۰۲۱- تا ۰/۰۴۳- قرار می‌گیرد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که حساسیت مصرف برق بخش خانگی نسبت به تغییرات قیمت برق در مقایسه با بخش غیرخانگی بیشتر است. همچنین نتایج نشان داد اگر چه کشش جانشینی در هر دو بخش کم است اما این کشش در تقاضای خانگی بیشتر از تابع تقاضای غیر خانگی بوده است و این اثر در هر دو بخش خانگی و غیر خانگی در کوانتایل‌های بالاتر مصرفی بیشتر بوده است.

از دیگر نتایج تحقیق می‌توان به تاثیر مثبت متغیر نیاز به سرمایش بر مصرف برق خانگی اشاره کرد. بنابراین می‌توان انتظار داشت با افزایش میانگین دمای هوای کشور و در نتیجه افزایش نیاز به سرمایش، تقاضای برق خانگی از این ناحیه افزایش یابد. کشش درآمدی تقاضای برق خانگی در سطوح پایین مصرف برق داری تاثیر مثبت و معنی‌دار بود؛ یعنی در استان‌هایی که سرانه مصرف پایین است با افزایش درآمد خانوار مصرف برق بیشتر افزایش پیدا می‌کند. اما کشش درآمدی تقاضای برق غیرخانگی در سطوح بالاتر مصرفی، بیشتر بوده است. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود:

- ۱- با توجه به اینکه عادات در مقایسه با قیمت برق تاثیر به مراتب بزرگتری در مصرف برق خانگی و غیرخانگی دارند. پتانسیل مهمی برای صرفه‌جویی در مصرف برق دارند، بنابراین پیشنهاد می‌شود، بر ایجاد عادات آگاهانه صرفه‌جویی در مصرف برق تکیه شود.

۲- دلیل اینکه قیمت برق تأثیر قابل توجهی بر مصرف برق نداشته است این است که قیمت برق ایران توسط دولت تعیین می‌شود و به طور مصنوعی پایین نگه داشته شده است. این موضوع مخصوصاً در دهه گذشته شدیدتر شده است زیرا قیمت اسمی برق خیلی کمتر از افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها رشد داشته است. لذا اصلاحات تعرفه‌ای برق برای ایفای نقش قیمت برق، ضروری است. این اصلاحات تعرفه‌ای باید منعکس کننده هزینه واقعی تامین برق باشد تا به مدیریت بهتر تقاضای برق و افزایش کارایی و تخصیص منابع کمک کند.

۳- در حالی که این مطالعه تقاضای بخش خانگی را با غیر خانگی مقایسه کرده است. اما باید توجه داشت که کشش‌های قیمتی و درآمدی در انواع مختلف بازارهای مصرف برق هم از نظر مقدار و هم از نظر تفسیر متفاوت است. لذا پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی تقاضای برق بخش‌های مختلف غیر خانگی (صنعت، کشاورزی، تجاری و عمومی) به تفکیک مورد بررسی قرار گیرد.

تقدیر و تشکر

نویسندگان لازم می‌دانند از حمایت پژوهشگاه نیرو و شرکت برق منطقه ای خراسان در انجام این پژوهش تشکر نمایند.

۷. منابع

الف) فارسی

- جعفری، سعید؛ انصاری لاری، صالح (۱۳۹۲)، برآورد تابع تقاضای برق خانگی ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. فصل نامه اقتصاد انرژی ایران، سال دوم، شماره ۶۲: ۸-۹۲.
- جلایی، سیدعبدالمجید؛ جعفری، سعید؛ انصاری لاری، صالح (۱۳۹۲)، برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۲(۸): ۶۹-۹۲.
- چگنی آشتیانی، علی. (۱۳۹۱). برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن برای افق چشم‌انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور با توجه به هدفمند شدن یارانه‌های انرژی. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۲(۷): ۹۱-۱۰۱.
- حافظی، حسین؛ دلفان، محبوبه (۱۴۰۱)، پیش‌بینی بلندمدت تقاضای برق ایران (رویکرد مبتنی بر سناریوسازی با استفاده از رهیافت ترکیبی ARDL و ARIMA)، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره ۱۱، شماره ۴۴، صفحات ۴۱-۷۱.
- دریکوند، اکرم؛ عسگری، حشمت‌الله (۱۳۹۹)، ++ توسعه و سرمایه، ۵ (۲): ۳۱-۴۵.
- قره باغی صغری، امامی میبدی علی (۱۳۹۶)، برآورد و بررسی تابع تقاضای برق ایران در سه بخش صنعت، خانگی و کشاورزی. مجله اقتصادی (دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی)، ۱۷ (۷ و ۸): ۲۳-۳۹.
- لطفعلی پور، محمدرضا؛ فلاحتی، محمدعلی؛ ناظمی معزآبادی، سیما (۱۳۹۴)، برآورد توابع تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با بکارگیری الگوی سری زمانی ساختاری (STSM). فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۴(۱۳): ۱۸۷-۲۰۸.
- موسوی، میرحسین؛ دهنوی، جلال؛ شاطری، الهه (۱۴۰۰)، مدل‌سازی تقاضای کل برق با استفاده از اقتصادسنجی پانل فضایی. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۷ (۶۸): ۱-۲۳.

ورهرامی، ویدا؛ شاطری، نفیسه (۱۳۹۵)، برآورد تابع تقاضای برق در بخش صنعت استان‌های بزرگ صنعتی با استفاده از پنل پویا. فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی، ۲ (۴): ۳۳-۵۹.

ورهرامی، ویدا؛ موحدیان، مهرانوش (۱۳۹۶)، برازش تابع تقاضای برق بخش خانگی شهرستان‌های منتخب استان تهران با استفاده از روش پنل پویا. پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)، ۱۷ (۲): ۱۲۱-۱۴۴.

وصال، محمد؛ چراغی، افشین؛ رحمتی، محمدحسین (۱۴۰۰)، تخمین کشش قیمتی تقاضای برق خانگی به روش ناپیوستگی رگرسیون: مطالعه موردی استان فارس. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۹ (۹۹): ۵۷-۷.

ب) انگلیسی

Buchinsky, M. (۱۹۹۸). Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. *Journal of human resources*, ۸۸-۱۲۶.

Coad, A. & Rao, R. (۲۰۰۶), Innovation and market value: a quantile regression analysis, *Economics Bulletin*, vol. ۱۵, no. ۱۳, pp. ۱-۱۰.

Emenekwe, C. C., & Emodi, N. V. (۲۰۲۲). Temperature and Residential Electricity Demand for Heating and Cooling in Gv Economies: A Method of Moments Panel Quantile Regression Approach. *Climate*, ۱۰(۱۰), ۱۴۲.

Huang, W. H. (۲۰۱۵). The determinants of household electricity consumption in Taiwan: Evidence from quantile regression. *Energy*, ۸۷, ۱۲۰-۱۳۳.

Jin, T., & Kim, J. (2022). The elasticity of residential electricity demand and the rebound effect in 18 European Union countries. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 17(1), 2053896.

Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.

Kusumaningrum, S. N. (2018). The Sensitivity of Residential Electricity Demand in Indonesia. *Signifikan: Jurnal Ilmu Ekonomi*, 7(2), 247-266.

Martins, L. O. S., Amorim, I. R., de Araújo Mendes, V., Silva, M. S., Freires, F. G. M., Teles, E. O., & Torres, E. A. (2021). Price and income elasticities of residential electricity demand in Brazil and policy implications. *Utilities Policy*, 71, 101200.

Mosteller, F. & Tukey, J. W. (1977), *Data analysis and Regression: A Second Course in Statistics*, Addison-Wesley Series in Behavioral Science: Quantitative Methods.

Pellini, E. (2021). Estimating income and price elasticities of residential electricity demand with Autometrics. *Energy Economics*, 101, 105411.

Talbi, B., Jebli, M. B., Bashir, M. F., & Shahzad, U. (2022). Does economic progress and electricity price induce electricity demand: A new appraisal in context of Tunisia. *Journal of Public Affairs*, 22(1), e2379.

Tran, N. D., & Sahu, N. C. (2023). Asymmetric price response of industrial electricity demand in India. *Utilities Policy*, 82, 10552.

Uhr, D. D. A. P., Chagas, A. L. S., & Uhr, J. G. Z. (2019). Estimation of elasticities for electricity demand in Brazilian households and policy implications. *Energy Policy*, 129, 69-79.

Estimation of Price Elasticity for Electricity Demand in Iran: Using Quantile Regression

Abstract:

The purpose of this study is to investigate the price elasticity of household and non-household electricity demand across 31 provinces of Iran from 2011 to 2021. Due to the skewness of the dependent variable, the panel quantile regression method was chosen. The results show that the price elasticity of household electricity demand ranges of -0.69 to -0.15 . The price elasticity demand of non-household ranges from -0.21 to -0.43 . It reveals that price elasticities are less than one for both groups. According to the results, electricity is an inelastic good in Iran. Also, the elasticity of electricity demand is higher for households than for non-household. Moreover, the results show that an increase in the price of natural gas, which is the closest substitute for electricity, has had a negligible impact on the electricity demand of the household and non-household sectors. Among other model results, we can

mention the incredible influence of demand habits on household and non-household electricity demand.

JEL Classification: C32, C43.

Keywords: Price Elasticity, Household Electricity Demand, Quantile Regression, Non-Household Electricity Demand.