فصلنامه اقتصاد انرژی ایران
سال دوم، شماره ۸، پاییز ۱۳۹۲، صفحات ۹۲-۶۹

برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی

سیدعبدالمجید جلایی*، سعید جعفری و صالح انصاری لاری*****

تاریخ دریافت: ۱۲ آبان ۱۳۹۲ تاریخ پذیرش: ۲۱ اسفند ۱۳۹۲

چکیده

شاید بتوان برق را جزء انرژی‌هایی دانست که کمتر می‌توان برای آن جانشین نزدیکی پیدا کرد. خصوصاً در بخش خانگی برق از ضروری‌ترین کالاها به شمار می‌آید. از طرفی برق جزء انرژی‌هایی 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 ویژه‌ای برخوردار است. این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۸ استان کشور، به بررسی شاخص‌های اثرگذار بر مصرف برق خانگی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۱ پرداخته است. براساس نتایج به دست آمده، قیمت برق در بخش خانگی ایران تأثیر اندکی بر مصرف برق در این بخش دارد. همچنین تأثیر قیمت انرژی‌های جانشین نظیر گاز طبیعی و نفت بر مصرف برق اندک است. همچنین نتایج حاکی از این است که مصرف برق در بخش خانگی بیشتر تحت تأثیر عادات مصرفی بوده است.

واژه‌های کلیدی: مصرف برق خانگی، استان‌های کشور، مدل ایستا، مدل پویا، داده‌های تابلویی.
طبقه‌بندی JEL: C13، Q41، Q42، Q43.

۱. مقدمه

* دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان jalaee44@gmail.com
** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شهید باهنر کرمان saeid904@gmail.com
*** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شهید باهنر کرمان saleh.ansari.lari@gmail.com

برق را می‌توان جزء کالاهایی دانست که شاید کمتر بتوان جایگزین نزدیکی برای آن پیدا کرد. گسترش روز افزون وسایل برقی، منبع اصلی روشنایی بودن برق، غیرقابل ذخیره‌سازی بودن آن، نیاز به استفاده از برق در بخش‌های مختلف از جمله صنعت، نیاز مبرم ادارات و سازمان‌های دولتی و غیردولتی به استفاده از این انرژی و مواردی از این قبیل اهمیت بررسی مصرف این انرژی را بیش از پیش نشان می‌دهد. یارانه‌ای بودن قیمت برق در سالهای متمادی از یک سو و گسترش وسایل برقی از سوی دیگر سبب استفاده بی‌رویه این انرژی در بخش‌های مختلف گردیده است. گسترش تبلیغات رسانه‌ای در جهت اصلاح الگوی مصرف برق، تأکید بر تولید و استفاده از وسایل برقی کم‌مصرف و تلاش دولت برای واقعی کردن قیمت آن با استفاده از هدفمندی یارانه‌ها را می‌توان نشانگر دغدغه دولت و مسئولین در مورد استفاده از این انرژی گرانقدر دانست. اما این که آیا این اقدامات در کاهش مصرف برق مؤثر بوده است یا خیر، باید مورد بررسی قرار گیرد.

بخش خانگی از مهمترین بخش‌های مصرف‌کننده برق است که بخش عمده‌ای از مصرف برق کشور مربوط به این بخش است. همچنین سالهاست که این بخش قسمت عمده‌ای از یارانه برق را نیز به خود اختصاص داده است. بنابراین بررسی مصرف برق در این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. روند مصرف بی‌رویه برق در بخش‌های مختلف از جمله بخش خانگی، دولت را بر آن داشت تا علاوه بر تبلیغات در جهت اصلاح الگوی مصرف برق، از طریق هدفمندی یارانه‌ها فکر واقعی کردن قیمت برق را نیز در سر بپروراند تا شاید با استفاده از سیاست‌های قیمتی بتواند روی کاهش مصرف بی‌رویه برق در بخش‌های مختلف اثرگذار باشد. اما آیا قیمت ابزار مناسبی برای کنترل میزان مصرف برق در بخش خانگی است؟ به منظور پاسخ به این سؤال باید اثرگذارترین عامل در مصرف برق خانگی را شناسایی نمود.

این مقاله سعی دارد تا با استفاده از داده‌های تابلویی[1] ۲۸ استان کشور و عوامل مؤثر بر تقاضای برق در بخش خانگی و برآورد تابع تقاضای برق در این بخش، مصرف برق را در بخش خانگی طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۱مورد بررسی قرار دهد. خصوصاً این مقاله قصد دارد کلیدی‌ترین عامل اثرگذار در تقاضای برق خانگی را شناسایی کند. یکی از مهمترین جنبه‌های نوآوری مقاله استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های کشور در تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. به ویژه با استفاده از نتایج این مقاله می‌توان میزان تأثیر سیاست‌های قیمتی را بر تقاضای برق خانگی مورد بررسی قرار داد. از جمله عوامل تأثیرگذار بر تقاضای برق در این بخش

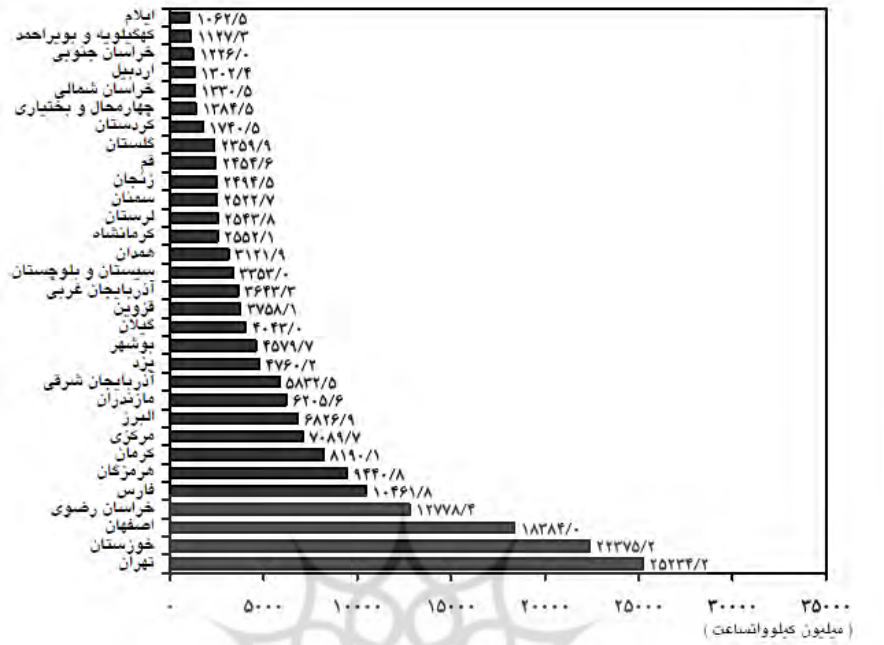
1. Panel Data

می‌توان به قیمت برق، درآمد افراد، میانگین بعد خانوار، قیمت کالاهای جانشین برق، عادات مصرفی، آب و هوا و غیره اشاره نمود. از این رو سؤال اساسی این پژوهش این است که آیا سیاست‌های اثرگذار بر قیمت برق می‌تواند در کاهش استفاده از آن مؤثر باشد یا خیر؟ بنابراین پس از مقدمه، در بخش دوم به بیان ادبیات موضوع پرداخته خواهد شد. بخش سوم به بیان مبانی نظری و بخش چهارم به معرفی داده‌ها و مدل می‌پردازد. برآورد مدل و تفسیر نتایج در بخش پنجم و نهایتاً نتیجه‌گیری در بخش ششم بیان خواهد شد.

جایگاه برق در ایران

مصرف برق کشور در سالیان اخیر به دلایل متعددی نظیر: رشد سریع جمعیت، توسعه شهرنشینی، افزایش سطح زندگی و رفاه، واقعی نبودن تعرفه‌ها، تغییرات آب و هوا و توسعه صنعتی و تجاری افزایش داشته است. در سال ۱۳۸۹ کل فروش برق نسبت به سال قبل دارای رشدی معادل ۸ درصد بوده است. همچنین کل مصرف برق نسبت به سال ۱۳۸۴ از ۳۶/۹ درصد رشد برخوردار بوده است. مصرف برق خانگی طی سالهای ۱۳۸۴ (سال اول برنامه چهارم توسعه) تا ۱۳۸۹ به طور متوسط دارای رشدی معادل ۶/۷ درصد بوده است. در سال ۱۳۸۹ مصرف برق در بخش خانگی بالغ بر ۶۰۹۰۷/۷ گیگاوات ساعت گردید که نسبت به سال قبل از رشد ۹/۵ درصدی برخوردار بوده است. این شاخص در دوره مشابه در سال ۱۳۸۸ معادل ۵/۲ درصد بوده است. هر چند که درصد رشد مشترکین بین این دو دوره تنها ۰/۱ درصد رشد داشته است. علل این امر را می‌توان در مسایل آب و هوایی جستجو کرد. در سال ۱۳۸۹ بخش خانگی ۳۳/۱ درصد از کل فروش برق وزارت نیرو را به خود اختصاص داده است و بعد از بخش صنعت در رتبه دوم قرار گرفته است. قابل ذکر است که سرانه مصرف برق به ازای هر مشترک خانگی در سال ۱۳۸۹ حدود ۲۸۹۴/۱ کیلووات ساعت بوده است که نسبت به سال قبل آن ۳/۲ درصد رشد را نشان می‌دهد.

تعداد جمعیت، حجم فعالیت‌های صنعتی و اقتصادی و وضعیت آب و هوا از عوامل تأثیرگذار بر مصرف برق استان‌ها است. به گونه‌ای که استان تهران به تنهایی بیش از ۱۳/۷ درصد از برق مصرفی تأمین شده بوسیله وزارت نیرو را مصرف کرده است. استان‌های خوزستان و اصفهان در رتبه‌های بعدی قرار دارند. همچنین در بخش خانگی استان خوزستان، در بخش عمومی و تجاری استان تهران، در بخش صنعت استان اصفهان و در بخش کشاورزی استان خراسان رضوی بیشترین میزان مصرف برق را به خود اختصاص داده‌اند.



نمودار ۱. فروش برق وزارت نیرو در سال ۱۳۸۹ به تفکیک استان‌ها

منبع: ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۹

در ایران پرداخت‌هایی که توسط مشترکین برق صورت می‌گیرد، براساس هزینه تمام شده برق نمی‌باشد؛ بلکه براساس تعرفه‌هایی است که در تدوین آن مسائل متعدد اقتصادی و سیاسی و اجتماعی مؤثر بوده است. این امر منجر به عدم تناسب تعرفه‌های برق با هزینه‌های سرمایه‌ای، جاری و تمام شده آن می‌باشد. تعرفه می‌تواند به عنوان ابزاری کارامد برای بهینه‌سازی مصرف مشترکین برق باشد، اما عدم اصلاح آن متناسب با افزایش هزینه تمام شده موجب مصرف بی‌رویه می‌گردد. بنابراین عدم پوشش‌دهی هزینه‌ها و نیز نبود بازار رقابتی و عدم فعالیت قابل توجه بخش خصوصی در زمینه سرمایه‌گذاری در بخش برق موجب به مخاطره افتادن استمرار خدمات صنعت برق شده است.

تعرفه‌های برق براساس نوع کاربری یا فعالیت آن به تعرفه‌های خانگی، عمومی، صنعتی، کشاورزی و سایر مصارف تقسیم می‌شوند. تعرفه‌ها متناسب با تفاوت‌های فصلی و منطقه‌ای تغییر می‌کنند (به عنوان مثال در تابستان و افزایش تقاضا برای بار مصرفی، بهای برق افزایش می‌یابد).

متوسط کل قیمت در سال ۱۳۸۹ حدود ۲۰۸/۷ ریال به ازای هر کیلووات ساعت بوده است. کمترین قیمت با ۴۶/۸ ریال مربوط به بخش کشاورزی و بیشترین قیمت با ۵۹۹/۱ ریال مربوط به سایر مصارف بوده است. همچنین با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها، بهای فروش برق در بخش‌های مختلف به طور متوسط ۴۳/۷ ریال به ازای هر کیلووات ساعت افزایش داشته است. بیشترین میزان افزایش ریالی به ازای هر کیلووات ساعت به ترتیب به بخش‌های سایر مصارف، عمومی، صنعت، کشاورزی و خانگی به ترتیب با ۹۸/۱، ۷۴/۵، ۵۷/۶، ۲۵/۸ و ۱۳/۳ ریال اختصاص داشته است. البته باید توجه داشت که علی‌رغم این افزایش بهای فروش برق، همچنان فاصله معناداری بین قیمت فروش و قیمت تمام شده آن وجود دارد. این در حالی است که براساس قانون هدفمندی یارانه‌ها، میانگین قیمت داخلی فروش برق باید به گونه‌ای تعیین شود که به تدریج تا پایان برنامه پنج‌ساله پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور معادل هزینه تمام‌شده آن باشد. در سال ۱۳۸۹ هزینه تمام‌شده برق به ازای هر کیلووات ساعت با هزینه سوخت یارانه‌ای ۵۳۷/۴ ریال و با احتساب هزینه سوخت غیریارانه‌ای ۱۱۸۶/۴ ریال است. مقایسه هزینه تمام‌شده برق و متوسط نرخ فروش آن به تفکیک تعرفه، گویای اختصاص بیشترین میزان یارانه برق با ۵۲۲/۹ ریال بر کیلووات ساعت به بخش خانگی و کمترین یارانه پرداختی با ۲۱۳/۵ ریال بر کیلووات ساعت به بخش صنعت می‌باشد.

۲. ادبیات موضوع

با توجه به مطالعات مختلف، ادبیات گسترده‌ای پیرامون تابع تقاضای برق در بخش خانگی شکل گرفته است که در زیر به مهمترین آن‌ها اشاره می‌شود.

۲-۱. ادبیات جهانی

برنچ (۱۹۹۳)[1] با استفاده از روش GLS و داده‌های تابلویی، تقاضای برق خانگی را برای نواحی آمریکا مورد بررسی قرار داده است. وی کشش درآمدی تقاضای برق خانگی را ۰/۲۳ و کشش قیمتی آن را ۰/۲- به دست آورده است.

یی یان (۱۹۹۸)[2] نیز تأثیر متغیرهای مربوط به آب و هوا را روی تغییرات مصرف برق خانگی در هنگ‌کنگ برای سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۸۰ مورد تحلیل قرار داده است. وی با استفاده از داده‌های

1. Branch (1993)
2.Yee Yan (1998)

ماهیانه و تحلیل رگرسیون چندمرحله‌ای، ارتباط بین شاخص بالقوه تنش آب و هوا و مصرف برق خانگی را مورد بررسی قرار داده است. براساس یافته‌های وی میانگین دما به شدت با مصرف برق ارتباط دارد. شاخص آب و هوا نشانگر یک ارتباط قوی با مصرف برق در تمام دوره‌هاست که این ارتباط در فصل تابستان قوی‌تر است.

به همین ترتیب، فیلیپینی (۱۹۹۹)[1] تقاضای برق خانگی را با استفاده از داده‌های ۴۰ شهر سوئیس در دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۸۷ مورد بررسی قرار داده است. وی برای این منظور از یک معادله تصادفی لگاریتمی خطی برای مصرف برق استفاده نموده است. براساس یافته‌های وی کشش قیمتی تقاضا برای برق خانگی ۰/۳- به دست آمده است که نشان‌دهنده واکنش کم مصرف برق خانگی به تغییرات در قیمت برق است.

علاوه بر این، تیواری (۲۰۰۰)[2] در مقاله خود، تقاضای برق خانگی را در کوتاه‌مدت با استفاده از داده‌های خانوارهای بمبئی، مورد تحلیل قرارداده است. وی کشش‌های تقاضای قیمتی و درآمدی برق در بخش خانگی را به ترتیب ۰/۷- و ۰/۳۴ به دست آورده است.

به علاوه، هالورسن و لارسن (۲۰۰۱)[3]، به منظور برآورد کشش‌های قیمتی برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت از مخارج سالانه مصرف‌کنندگان نروژ برای دوره زمانی ۱۹۷۵-۱۹۴۴ استفاده کردند. یافته‌های آنها حاکی از آن است که کشش قیمتی بلندمدت کمی بیشتر از کوتاه‌مدت است.

به همین ترتیب، هوندرویانیس (۲۰۰۴)[4] به برآورد تقاضای برق خانگی در یونان می‌پردازد و موضوعات ثبات ساختاری و حساسیت درآمدی و قیمتی برق خانگی را در یونان در بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۸۶ مورد بررسی قرار می‌دهد. یافته‌های وی حاکی از آن است که تابع تقاضای بلندمدت برای برق به درآمد حقیقی و سطح قیمت و شرایط آب و هوا حساس است. شواهد تجربی نیز وجود ثبات را در تقاضای برق خانگی در یونان در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد.

همچنین هولتدال و جوتز (۲۰۰۴)[5]، تقاضای برق خانگی در تایوان را به عنوان تابعی از درآمد در دسترس خانوار، رشد جمعیت، قیمت برق و درجه شهرنشینی در نظر گرفتند و با استفاده از مدل تصحیح خطا اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت را از هم تفکیک کردند. براساس یافته‌های آنها کشش

1. Filippini (1999)
2. Tiwari (2000)
3. Halvorsen & Larsen (2001)
4. Hondroyiannis (2004)
5. Holtedahl & Joutz (2004)

درآمدی بلندمدت برابر واحد (یک) است و قیمت برق به صورت منفی و بی‌کشش روی مصرف برق خانگی در تایوان اثرگذار است. آن‌ها همچنین دریافتند که اثرات کوتاه‌مدت درآمد و قیمت، روی مصرف برق کم هستند و از اثرات بلندمدت آنها کوچکترند. همچنین دریافتند که درجه سردی هوا روی مصرف کوتاه‌مدت اثر مثبت دارد.

به همین ترتیب، کامرشن و پورتر (۲۰۰۴)[1] نیز تقاضای برق خانگی، صنعتی و کل را برای کشور آمریکا طی سال‌های ۱۹۸۸-۱۹۷۳ با استفاده از مدل تعدیل جزیی و معادلات همزمان برآورد کردند. براساس یافته‌های آنها با استفاده از سیستم معادلات همزمان، مصرف‌کنندگان خانگی حساسیت قیمتی بیشتری نسبت به مصرف‌کنندگان صنعتی دارند. آنها همچنین دریافتند که آب و هوا اثر زیادی روی مصرف بخش خانگی داشته است و آب و هوای سرد بیش از آب و هوای گرم روی تقاضای برق اثر دارد.

همچنین، نارایان و اسمیت (۲۰۰۵)[2] با استفاده از آزمون مقید همگرایی به برآورد کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق در استرالیا پرداختند. براساس یافته‌های آنها درآمد و قیمت برق مهمترین عوامل تعیین‌کننده تقاضای برق خانگی در استرالیا هستند. اثر دما روی مصرف برق در برخی زمان‌ها قابل توجه است ولی اثر قیمت گاز روی مصرف برق خانگی ناچیز است. مطابق انتظار، کشش‌های کوتاه‌مدت خیلی کوچکتر از کشش‌های بلندمدت به دست آمده است.

باباتانده و شعیبو (۲۰۰۷) در مقاله خود با استفاده از رویکرد ARDL به برآورد تابع تقاضای برق خانگی در نیجریه طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. براساس نتایج به دست آمده، درآمد، قیمت کالای جانشین و جمعیت از عوامل اصلی تعیین‌کننده تقاضای برق در بلندمدت هستند در حالی که قیمت برق در بلندمدت معنی‌دار نیست. همچنین روابط بین متغیرها بسیار باثبات و معنی‌دار است.

اسدوریان، اکواس و اسچلوسر (۲۰۰۸) در مقاله خود به بررسی تغییرات شرایط آب و هوایی بر تقاضای برق در بخش‌های مصرفی و تولیدی در چین پرداخته‌اند. براساس نتایج آنها ضریب دما مثبت و معنی‌دار است و این به معنی استفاده پیوسته از انرژی- خصوصاً زغال سنگ- برای تولید برق در چین است که این خود سبب انتشار آلودگی و گرم شدن زمین می‌شود.

1. Kamerschen & Porter (2004)
2. Narayan & Smyth (2005)

وینه (۲۰۰۸)[1] نیز در مقاله خود تغییرات آب و هوا را به عنوان یک چالش مهم و اثرگذار روی تقاضای برق خانگی در ایالت کالیفرنیا مطرح می‌کند. به عقیده وی منابع تجدیدشدنی انرژی در مقابل تغییرات آب و هوا آسیب‌پذیرند. همچنین افزایش دما سبب افزایش تقاضا برای وسایل تهویه خواهد شد. وی همچنین استراتژی‌های مدیریت تقاضا و تنوع عرضه را استراتژی‌های مهمی در تقاضای برق می‌داند و نقش دولت را در تشویق به استفاده از انرژی‌های کاراتر و منابع تجدیدشدنی بیشتر از قبیل انرژی خورشیدی بسیار مؤثر می‌داند.

علاوه بر این، فرانکو و سانستاد (۲۰۰۸)[2] ارتباط بین دما و مصرف برق و حداکثر تقاضای برق برای بخش خانگی را در ایالات کالیفرنیا مورد بررسی قرار دادند. آنها نقش دما را روی مصرف برق خانگی مهم ارزیابی می‌کنند.

خان و قیوم (۲۰۰۹) در مقاله خود با استفاده از رویکرد ARDL به برآورد تابع تقاضای برق در سه بخش خانگی، صنعتی و کشاورزی در پاکستان طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۷۰ پرداختند. براساس نتایج به دست آمده علامت کشش‌های قیمت برق و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت مطابق انتظار است. ضریب مدل تصحیح خطا نیز دارای یک مقدار منطقی، منفی و مطابق انتظار است. همچنین براساس نتایج، توابع تقاضای برق کوتاه‌مدت و بلندمدت باثبات باقی می‌مانند.

به علاوه آلبرینی و فیلیپینی (۲۰۱۱)[3] در مقاله خود علاوه بر بیان تئوریکی تابع تقاضای برق، با استفاده از داده‌های تابلویی ۴۸ ایالت آمریکا، واکنش تقاضای برق خانگی را نسبت به قیمت در طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است واکنش تقاضای برق در آمریکا، نسبت به تغییر قیمت بسیار اندک است.

به همین ترتیب، درجیادس و تسولفیدیس (۲۰۱۱)[4] در مقاله خود با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۴۶ و روش ARDL عوامل تعیین‌کننده تقاضای برق خانگی را در یونان مورد بررسی قرار دادند. براساس یافته‌های این دو، بین متغیرهای تأثیرگذار روی مصرف برق در بخش خانگی یک رابطه تعادلی وجود دارد. آن‌ها اعتقاد دارند که انرژی‌های مؤثرتری باید جایگزین برق گردند.

1. Vine (2008)
2. Franco & Sanstad (2008)
3. Alberini & Filippini (2011)
4. Dergiades & Tsoulfidis (2011)

همچنین، اشچانو، گرینویس و سالاو (۲۰۱۲)[1] در مقاله‌ای مشترک با استفاده از داده‌های تابلویی ۶ ساله در ۱۲ ناحیه، تقاضای برق خانگی خورزم ازبکستان را مورد بررسی قرار دادند. براساس مطالعه آنها در کوتاه‌مدت تقاضای برق خانگی در مقابل تغییرات قیمت کم‌کشش است. همچنین کشش درآمدی نیز مقدار کمی را نشان می‌دهد. در عوض متغیر نرخ صنعتی شدن در تعیین تقاضای برق برای بخش خانگی اهمیت بالایی دارد.

در نهایت، کبولا (۲۰۱۲)[2] با استفاده از روش p2sls عوامل تعیین‌کننده مصرف برق را در آمریکا در طی سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۰۱ مورد بررسی قرار داد. براساس 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. همپنین مصرف برق تابعی مثبت از ظرفیت تولید نیروی برق در تابستان است.

۲-۲. ادبیات داخلی

در تحقیقات داخلی نیز محمدی دینانی (۱۳۸۰) با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای تابع تقاضای برق خانگی را در شهرستان کرمان با استفاده از داده‌های سری زمانی و مقطعی برای سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۷ برآورد کرده است. وی دو مدل را برای این منظور انتخاب کرده است که در یک مدل قیمت متوسط و در دیگری قیمت نهایی برق مورد استفاده قرار گرفته است. براساس یافته‌های وی کشش قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق به ترتیب ۰/۸- و ۱/۲- می‌باشد که نشان می‌دهد تقاضای برق در کوتاه‌مدت نسبت به قیمت بی‌کشش و در بلندمدت با کشش است. بنابراین در کوتاه‌مدت سیاست قیمت‌گذاری تأثیر چندانی بر کاهش مصرف ندارد. کشش درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۶۶ به دست آمده است که مبین ضروری بودن این کالا در مخارج خانوار است. همچنین براساس یافته‌های وی مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت متوسط واکنش بیشتری نسبت به قیمت نهایی نشان می‌دهند. امینی فرد و استدلال (۱۳۸۲) نیز، تابع تقاضای برق خانگی را در ایران برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۶ برآورد کردند. براساس مطالعه آنها کشش‌های قیمتی و درآمدی و متقاطع در بلندمدت کوچکتر از یک و

1. Eshchanov, Grinwis & Salaev (2012)
2. Cebula (2012)

کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضا بیشتر از یک است. در کوتاه‌مدت نیز رشد قیمت برق، درآمد و قیمت گاز به همراه شاخص‌های درجه گرمی و برودت هوا اثری بر رشد تقاضا نداشته و تنها متغیر مجازی دوران جنگ و رشد تعداد مشترکین با دو دوره تأخیر بر رشد تقاضا اثرگذار بوده است. همچنین اثر شوک درآمدی بر تقاضا بیش از شوک قیمتی است. یافته‌های آنها حاکی از آن است که کشش قیمتی تقاضای برق در بلندمدت ۰/۵۹-، کشش درآمدی بلندمدت ۰/۲۴ و کشش متقاطع تقاضا برای برق ۰/۴۶ است. آنها همچنین کشش تعداد مشترکین خانگی نسبت به تقاضای برق را ۱/۱ به دست آوردند.

همچنین، محمدرضا لطفعلی‌پور و احمد لطفی (۱۳۸۳) نیز عوامل مؤثر بر تقاضای برق را در استان خراسان بین سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۵۵ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها حاکی از آن است که قیمت برق و هزینه خانوار تأثیر معناداری بر مصرف برق ندارد. انرژی برق و سایر سوخت‌های جایگزین (گاز) نمی‌توانند به راحتی جایگزین یکدیگر شوند و ضریب متغیر مصرف دوره قبل نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان طبق عادات مصرفی خود عمل می‌کنند. براساس برآورد آنها کشش‌های قیمتی و درآمدی برق بی‌معنی بوده و ازمدل حذف شده‌اند و کشش متقاطع تقاضای برق نسبت به حامل‌های انرژی نفت سفید و گاز، مثبت بوده و مقدار بسیار پایینی را نشان می‌دهد. همچنین کشش تقاضای برق نسبت به مصرف دوره قبل معنی‌دار بوده و مقدار بالایی را نشان می‌دهد. در نهایت، پورآذرم (۱۳۸۴) تقاضای برق خانگی استان خوزستان را با استفاده از روش OLS و سری زمانی سالهای ۱۳۷۹-۱۳۵۶ برآورد کرده است. وی کشش‌های قیمتی و درآمدی را در بلندمدت به ترتیب ۰/۹۷- و ۱/۲۲ و در کوتاه‌مدت ۰/۲۲- و ۰/۵۴ به دست آورد. ضریب گاز در مدل وی منفی به دست آمده است که نشان می‌دهد با وجود کاهش قیمت گاز مصرف برق افزایش یافته است که بیانگر مصرف همزمان گاز و برق است. به عقیده وی تقاضای برق از سیاست‌های قیمتی و درآمدی متأثر می‌شود و تأثیر سیاست‌های درآمدی بیش از سیاست‌های قیمتی است.

همانگونه که ملاحظه می‌گردد اکثر مطالعات تجربی، مبین ارتباط مثبت درآمد با تقاضای برق خانگی و ارتباط منفی قیمت برق با آن می‌باشند. همچنین براساس نتایج اکثر مطالعات، برق حداقل در کوتاه‌مدت کالای کم‌کششی نسبت به قیمت خود و سطح درآمد می‌باشد.

۳. مبانی نظری

تقاضای مسکونی برای انرژی از تقاضا برای گرم کردن خانه، آشپزی، آب گرم، روشنایی و غیره نتیجه می‌شود و می‌تواند در چارچوب تئوری تولید خانوار بیان شود. خانوارها کالاهایی را از بازار می‌خرند و آن‌ها را در تولید کالاهای دیگری به کار می‌برند که در تابع مطلوبیت خانوارها وارد می‌شود.

در بخش مسکونی ایران، مهمترین سوخت‌هایی که به کار می‌روند برق و گاز طبیعی و نفت سفید هستند. نفت کوره و گاز مایع کم‌اهمیت‌تر هستند. با چشم‌پوشی از سوخت‌های کم‌کاربرد، فرض می‌شود خانوارها برق، گاز طبیعی، نفت سفید و تجهیزات سرمایه ای را برای تولید کالای ترکیبی انرژی به کار می‌برند. تابع تولید کالای ترکیبی انرژی (S) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$S = s(E, G, O, CS) \qquad (۱)$$

که در آن E الکتریسیته، G گاز، O نفت سفید و CS موجودی سرمایه‌ای وسایل برقی می‌باشد. تولید کالای ترکیبی (S)، که خدمات انرژی نامیده می‌شود، با مقدار برق، گاز و نفت خریداری شده و میزان موجودی سرمایه وسایل برقی تعیین می‌شود. خدمات انرژی (S) در تابع مطلوبیت خانوارها هم‌راستا با مصرف کل X وارد می‌شود.

تابع مطلوبیت از ویژگی‌های خانوار (Z) و آب و هوای آن منطقه‌ای که در آن ساکن‌اند، متأثر می‌شود. متغیرهای آب و هوا و شرایط جوی به صورت (W) در مدل مشخص می‌شود.

$$U = u\big(s(E, G, O, CS), X, Z, W\big) \qquad (۲)$$

خانوارها مطلوبیتشان را با توجه به قید بودجه حداکثر می‌کنند.

$$Y - Ps.S - X = ۰ \qquad (۳)$$

که در آن Y درآمد پولی و Ps قیمت کالای ترکیبی انرژی است. قیمت مصرف کل (X)، یک در نظر گرفته می‌شود. راه حل برای این مسئله بهینه‌سازی، توابع تقاضا برای E، CS، G، X و O را حاصل می‌کند.

$$E^* = E^*(P_E, P_G, P_O, P_{CS}, Y; Z, W) \quad (۴)$$

$$G^* = G^*(P_E, P_G, P_O, P_{CS}, Y; Z, W) \quad (۵)$$

$$O^* = O^*(P_E, P_G, P_O, P_{CS}, Y; Z, W) \quad (۶)$$

$$CS^* = CS^*(P_E, P_G, P_O, P_{CS}, Y; Z, W) \quad (۷)$$

$$X^* = X^*(P_E, P_G, P_O, P_{CS}, Y; Z, W) \quad (۸)$$

معادلات (۴) تا (۸) تعادل بلندمدت خانوار را توصیف می‌کند. این مدل ایستا[1] است و در آن فرض شده که با تغییر قیمت‌ها و درآمد، مقادیر تعادلی جدید به صورت آنی تعدیل می‌شود. به ویژه فرض می‌شود که خانوارها می‌توانند میزان استفاده از انرژی و موجودی وسایل برقی را با تعدیل آنی و پیوسته تغییر در درآمد یا قیمت تغییر دهند به طوری که کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت برابر شوند. تمرکز این مقاله بر روی تقاضا برای برق است.

مصرف واقعی برق ممکن است با مصرف تعادلی بلندمدت متفاوت باشد؛ چون موجودی تجهیزات نمی‌تواند به سادگی به سمت تعادل بلندمدت تعدیل شود. برای این امر می‌توان از مکانیسم‌های تعدیل جزئی بهره برد. این مدل فرض می‌کند تغییر در تقاضای واقعی، بین هر دو دوره زمانی t و t-۱ تنها کسری از تفاوت بین لگاریتم واقعی دوره t-۱ و لگاریتم تعادل بلندمدت تقاضای دوره t است که به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda(\ln E_t^* - \ln E_{t-1}) \quad (۹)$$

که در آن $0 < \lambda < 1$ است. این امر دلالت بر آن دارد که با فرض بهینگی، سطح تقاضای برق تنها به صورت تدریجی به سمت سطح بهینه بین دو دوره زمانی همگرا می‌شود.

فرض می‌شود سطح مطلوب مصرف انرژی (برای مثال سطح مطلوب مصرف برق) می‌تواند به صورت $E_t^* = \alpha . p_E^{\eta} . P_G^{\theta} \exp(X_\gamma)$ بیان شود که در آن η و θ به ترتیب کشش‌های قیمتی بلندمدت گاز و برق هستند و X دیگر متغیرهای مؤثر بر تقاضای انرژی است شامل درآمد، آب و هوا، تعداد خانه‌ها و غیره. با قرار دادن این عبارت در معادله (۹) داریم:

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda \ln \alpha + \lambda\eta \ln P_E + \lambda\theta \ln P_G + \lambda X_\gamma - \lambda \ln E_{t-1} \quad (۱۰)$$

1. Static Model

با مرتب کردن معادله بالا و با وارد کردن جزء اخلال اقتصادسنجی، معادله رگرسیونی به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\ln E_t = \lambda \ln \alpha + \lambda\eta \ln P_E + \lambda\theta \ln P_G + \lambda X_\gamma + (1-\lambda)\ln E_{t-1} + \varepsilon \qquad (11)$$

این عبارت نشان می‌دهد که کشش‌های کوتاه‌مدت، ضرایب رگرسیونی لگاریتم قیمت‌ها هستند؛ در نتیجه کشش‌های بلندمدت با تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت (مثلاً ضرایب لگاریتم قیمت‌ها) بر λ به دست می‌آید که λ به صورت یک منهای ضریب $\ln E_{t-1}$ به دست می‌آید.

٤. داده‌ها و معرفی مدل

داده‌های به کار رفته در این مطالعه عبارتند از مصرف برق در بخش خانگی استان‌های کشور به عنوان متغیر وابسته و قیمت واقعی برق، قیمت واقعی گاز طبیعی و نفت سفید در بخش خانگی به عنوان کالای جانشین، نیاز به سرمایش و گرمایش، درآمد سرانه واقعی و بعد خانوار، به عنوان متغیرهای مستقل که به صورت پنلی از ۲۸ استان کشور در نظر گرفته شده است. براساس ادبیات موضوع، متغیرهای نیاز به سرمایش (CDD)[1] و نیاز به گرمایش (HDD)[2] به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$CDD = \sum (T - \theta 2) \qquad \theta 2 = 21^\circ C \qquad (12)$$

$$HDD = \sum (\theta 1 - T) \qquad \theta 1 = 18^\circ C \qquad (13)$$

که در آن CDD نیاز به سرمایش به درجه- روز و T میانگین دمای روزانه به درجه سانتیگراد و $\theta 2$ آستانه دمایی است و HDD نیاز به گرمایش و $\theta 1$ آستانه دمایی است. نیاز به سرمایش و گرمایش برحسب تعریف جمع تفاضل‌های میانگین‌های روزانه دما از آستانه معین در دوره مشخصی از سال است و برحسب درجه- روز بیان می‌شود. دماهای آستانه با توجه به شرایط اعداد متفاوتی می‌توانند داشته باشند ولی به طور کلی اعداد ۱۸ تا ۲۸ پیشنهاد شده است. در مقاله حاضر با توجه به داده‌های در دسترس، حدود آسایش نیاز به سرمایش و نیاز به گرمایش به ترتیب ۲۱ و ۱۸ درجه سانتیگراد در نظر گرفته شده است. بدیهی است که نیاز به سرمایش در شهرهای گرمسیر

1. Cooling Degree Days
2. Heating Degree Days

بیشتر بوده و نیاز به گرمایش در شهرهای سردسیر بیشتر است (فرجی، زاهدی و رسولی، ۱۳۸۷). همچنین بعد خانوار از تقسیم جمعیت هر استان بر تعداد خانه‌های آن استان به دست آمده است. با توجه به داده‌های در دسترس، دوره زمانی این پژوهش نیز از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۸ می‌باشد.

حال می‌توان براساس ادبیات موضوع و مبانی نظری مربوط به تئوری تقاضا، به معرفی مدل پرداخت. در گام اول مدل به صورت ایستا معرفی می‌شود. بر طبق معادله ۴ با توجه به داده‌های در دسترس و با استفاده از فرم تبعی دابل لگاریتمی، مدل تجربی ایستا برای تقاضای برق به صورت زیر فرض می‌شود.

$$\begin{aligned}\ln E_{it} = {} & \beta_i + \beta_{PE} \ln P_{PEit} + \beta_{OE} \ln P_{OEit} + \beta_{GE} \ln P_{GEit} \\ & + \beta_{INC} \ln INC_{it} + \beta_{HS} \ln HS_{it} + \beta_{HDD} \ln HDD_{it} \\ & + \beta_{CDD} \ln CDD_{it} + \varepsilon_{it}\end{aligned} \qquad (۱۴)$$

که در آن E_{it} مصرف سرانه کل برق، INC_{it} درآمد سرانه، P_{PEit} میانگین قیمت واقعی برق، P_{GEit} میانگین قیمت گاز طبیعی، P_{OEit} میانگین قیمت نفت سفید، HS_{it} بعد خانوار، HDD_{it} و CDD_{it} نیاز به گرمایش و سرمایش در استان i در سال t و ε_{it} جزء اخلال است. چون مصرف انرژی و متغیرهای توضیحی لگاریتمی هستند، ضرایب نشان‌دهنده کشش‌های تقاضا هستند. β_i اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر کشور است. این مدل می‌تواند به صورت اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تصریح شود.

همچنین در این مقاله، نسخه پویای[1] مدل تقاضای برق مبتنی بر فرضیه تعدیل جزئی به صورت زیر بیان می‌شود که در آن $E_{i,t-i}$ تقاضای برق دوره قبل است و دیگر متغیرها همان تعریف قبل را دارند.

$$\begin{aligned}\ln E_{it} = {} & \beta_i + \beta_E \ln E_{i,t-i} + \beta_{PE} \ln P_{PEit} + \beta_{OE} \ln P_{OEit} + \beta_{GE} \ln P_{GEit} \\ & + \beta_{INC} \ln INC_{it} + \beta_{HS} \ln HS_{it} + \beta_{HDD} \ln HDD_{it} \\ & + \beta_{CDD} \ln CDD_{it} + \varepsilon_{it}\end{aligned} \qquad (۱۵)$$

در مجموع در ادامه این مقاله معادله‌های (۱۴) و (۱۵) برآورد می‌شود که به ترتیب مدل‌های ایستا و پویای تقاضای برق برای ایران هستند.

1. Dynamic Version

۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این قسمت با توجه به مدل‌های معرفی شده و استفاده از داده‌های استان‌های مختلف کشور به برآورد مدل پرداخته خواهد شد. تمام مدل‌ها با نرم‌افزار Eviews برآورد شده است. ابتدا به برآورد مدل ایستا پرداخته می‌شود و سپس مدل پویا برآورد خواهد شد.

گام اول در برآورد مدل ایستا، تعیین pooled یا panel بودن مدل است. به این منظور از آزمون چاو[1] استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون چاو بیانگر برابر بودن تمام عرض از مبدأها است، به این معنی که مدل با داده‌های ترکیبی[2] مناسب‌تر است و فرضیه مقابل بیانگر این است که حداقل یکی از عرض از مبدأها متفاوت است که استفاده از مدل اثرات ثابت[3] را موجه می‌سازد. براساس نتایج آزمون چاو، فرضیه صفر مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد که مؤید استفاده از داده‌های تابلویی است. نتایج مربوط به آزمون چاو در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. نتایج مربوط به آزمون چاو برای تعیین روش داده‌های ترکیبی یا تابلویی

ردیف	متغیر	مقدار
۱	درجه آزادی صورت	۲۷
۲	درجه آزادی مخرج	۱۸۹
۳	مقدار آماره F	۷/۹۹
۴	مقدار بحرانی آماره F در سطح ۰/۹۵	۱/۴۵

منبع: محاسبات محقق

همانگونه که ملاحظه می‌شود مقدار آماره F خارج از مقدار بحرانی آن در سطح ۰/۹۵ است که مؤید فرضیه مقابل است.

در گام بعدی پس از تأیید مدل با داده‌های تابلویی، باید با استفاده از آزمون هاسمن[4] به بررسی روش برآورد (اثرات ثابت، اثرات تصادفی[5]) پرداخت. فرضیه صفر آزمون هاسمن مدل اثرات تصادفی و فرضیه مقابل، مدل اثرات ثابت است. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۲ آورده شده است.

1. Chaw
2. Pooled Data
3. Fixed Effect
4. Hausman
5. Random Effect

جدول ۲. نتایج مربوط به آزمون هاسمن برای تعیین روش اثرات تصادفی یا اثرات ثابت

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	۰	۷	۱

منبع: محاسبات محقق

همانطور که از جدول ۲ مشخص است، آماره خی‌دو، برابر صفر و احتمال متناظر آن برابر یک است که حاکی از ناتوانی آزمون هاسمن در تشخیص روش مناسب برآورد مدل (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) است. در این حالت باید از راه دیگری، روش برآورد مناسب را مشخص نمود. روش دیگری که برای تشخیص روش مناسب برآورد وجود دارد استفاده از Effect Specification در قسمت خروجی مدل با اثرات تصادفی است. در مدل اثرات تصادفی، جزء اخلال شامل دو جزء است؛ جزء اول جزء خطای مقطعی و تصادفی U_i و جزء دوم جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی ε_{it} است. بنابراین هر چه سهم U_i از تغییرات جمله‌ی خطا نسبت به ε_{it} بیشتر باشد احتمال اینکه مدل مناسب، اثرات تصادفی باشد قوی‌تر است. در قسمت Effect Specification به وسیله شاخص انحراف استاندارد و کمیتی به نام Rho یا ρ، سهم هر یک از این دو، در تغییرات جمله خطا مشخص شده است. این دو کمیت به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\rho_{\hat{\delta}_\varepsilon} = \frac{\hat{\delta}_\varepsilon}{\hat{\delta}_u + \hat{\delta}_\varepsilon} \qquad (۱۶)$$

$$\rho_{\hat{\delta}_u} = \frac{\hat{\delta}_u}{\hat{\delta}_u + \hat{\delta}_\varepsilon} \qquad (۱۷)$$

هر کدام از این دو ρ بین صفر و یک قرار دارند. هر چه $\hat{\delta}_\varepsilon$ و ρ متناظر آن بزرگ‌تر باشد انتخاب مدل به روش اثرات ثابت موجه‌تر است. همانگونه که در جدول ۳ نشان داده شده است $\hat{\delta}_\varepsilon$ و ρ متناظر آن بزرگتر است که این مسئله استفاده از مدل با اثرات ثابت را موجه‌تر می‌کند.

جدول ۳. مقایسه $\hat{\delta}_u$ و $\hat{\delta}_\varepsilon$ در تعیین مدل به روش اثرات تصادفی یا ثابت

Effects Specification	S.D	Rho
Cross section random	۰/۱۷۸۳۷۹	۰/۴۴۵۹
Idiosyncratic random	۰/۱۹۸۸۳۶	۰/۵۵۴۱

منبع: محاسبات محقق

در این مرحله پس از مشخص شدن روش برآورد، می‌توان مدل ایستا (مدل ۱۴) را برآورد نمود. براساس ادبیات پیرامون این موضوع، مناسب‌ترین روش‌های برآورد LSDV[1] و GLS[2] هستند. نتایج مربوط به برآورد مدل ایستا با استفاده از مدل اثرات ثابت و روش LSDV در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ٤. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش اثرات ثابت (LSDV)

متغیرها	ضرایب	متغیرها	ضرایب
Intercept	۱۳/۵۹*** (۳۴/۲۳)	$\ln INC_{it}$	۰/۳۳*** (۱۵/۵۹)
$\ln P_{PEit}$	−۰/۱۶** (−۲/۳۸)	$\ln HS_{it}$	−۰/۰۵* (−۱/۸۹)
$\ln P_{OEit}$	۰/۲*** (۸/۹۹)	$\ln HDD_{it}$	−۰/۰۱ (−۰/۲۵)
$\ln P_{CEit}$	۰/۰۶*** (۳/۱۴)	$\ln CDD_{it}$	۰/۰۱ (۰/۵۵)
R^2	۰/۹۸۵	$\overline{R}^2$	۰/۹۸۲

آماره اعداد داخل پرانتز، t معنی‌داری ضرایب است.

*** سطح معنی‌داری ۹۹٪، ** سطح معنی‌داری ۹۵٪ و * سطح معنی‌داری ۹۰٪ است.

براساس نتایج به دست آمده، کشش قیمتی تقاضا برای برق ۰/۱۶- به دست آمده است. ضریب منفی و معنادار قیمت واقعی برق حاکی از آن است که یک درصد افزایش در قیمت واقعی برق منجر به کاهش ۰/۱۶ درصدی مصرف برق در بخش خانگی می‌شود. همچنین ضریب

1. Least Square Dummy Variable
2. Generalized Least Square

مثبت و معنی‌دار قیمت واقعی گاز طبیعی و نفت سفید به عنوان قیمت انرژی‌های جایگزین، نشان‌دهنده جانشینی بین این انرژی‌ها است. ضرایب برآورد شده برای قیمت واقعی گاز طبیعی و نفت سفید به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۲ می‌باشد، حاکی از اینکه یک درصد افزایش در قیمت این انرژی‌ها به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰۶ و ۰/۲ درصدی مصرف برق در بخش خانگی شده است. همچنین بزرگتر بودن ضریب برآورد شده برای قیمت واقعی نفت سفید نشان‌دهنده این است که نفت سفید جانشین قوی‌تری برای برق در بخش خانگی استان‌های کشور است.

از دیگر متغیرهای مؤثر بر مصرف برق در بخش خانگی نیاز به سرمایش CDD و نیاز به گرمایش HDD است. براساس نتایج بدست آمده، متغیرهای CDD و HDD تأثیر معناداری بر روند مصرف برق در بخش خانگی ندارند. به این معنی که تقاضا برای برق خانگی در ایران متناسب با نیاز به سرمایش و گرمایش نیست. این امر نشان‌دهنده این است که مصرف برق خانگی در ایران تحت تأثیر عوامل دیگری است.

همانگونه که انتظار می‌رفت متغیر درآمد سرانه واقعی تأثیر مثبت و معناداری بر روند مصرف برق خانگی در ایران داشته است. به طوری که یک درصد افزایش در درآمد سرانه منجر به افزایش ۰/۳۳ درصدی مصرف برق در بخش خانگی شده است. به همین ترتیب انتظار می‌رود با بزرگتر شدن بعد خانوار مصرف برق کاهش یابد؛ چرا که افزایش بعد خانوار به معنی ساکن شدن تعداد افراد بیشتری در هر خانه است. هر چه تعداد افراد بیشتری در تعداد خانه‌های کمتری ساکن شوند به تبع انشعابات و میزان برق کمتری نیاز است نسبت به حالتی که هر کدام از افراد دارای یک خانه مجزا باشند. براساس نتایج بدست آمده ضریب منفی و معنی‌دار متغیر بعد خانوار نشان‌دهنده این است که یک درصد افزایش در بعد خانوار سبب کاهش ۰/۰۵ درصدی مصرف برق در بخش خانگی می‌گردد. بدین معنی است که با افزایش بعد خانوار به علت صرفه‌های ناشی از مقیاس تمایل به مصرف برق کاهش می‌یابد.

پس از برآورد مدل ایستا و تفسیر نتایج مربوط به آن می‌توان مدل پویا (مدل ۱۵) را برآورد نمود. مشکل اصلی در برآورد مدل‌های پویا، درون‌زایی ناشی از وجود وقفه در مدل است. در مدل پویای تقاضای برق، اغلب وقفه متغیر وابسته (مصرف برق در دوره قبل) سبب به وجود آمدن مشکل درون‌زایی در مدل می‌گردد. در ادبیات پیرامون برآورد مدل‌های پویا، روش‌های متنوعی برای غلبه بر مشکل درون‌زایی و برآورد بدون تورش مدل وجود دارد. براساس ادبیات تجربی و

تئوریکی پیرامون روش‌های برآورد مدل، با وجود مشکل درون‌زایی در مدل، روش‌هایی مانند OLS، GLS و LSDV برآوردهای تورش‌دار، ناسازگار و بی‌ثباتی را از متغیرها ارائه می‌دهند. یکی از رویکردهای‌های مرسوم در این باب به کار بردن روش‌های مبتنی بر استفاده از متغیرهای ابزاری مانند GMM[1]، 2SLS است.

در این قسمت نتایج مربوط به برآورد مدل پویا با استفاده از روش‌های LSDV و GMM ارایه و مقایسه خواهد شد. جدول ۵ نتایج مربوط به برآورد مدل پویا را با استفاده از دو رویکرد مذکور، ارایه می‌دهد.

جدول ۵. نتایج مربوط به برآورد مدل پویا با استفاده از روش‌های LSDV و GMM

متغیرها	LSDV	GMM
Intercept	۵/۹۵*** (۴/۳۸)	۲/۹۲* (۱/۹۳)
$\ln E_{i,t-i}$	۰/۴۹*** (۴/۵۹)	۰/۸۳*** (۹/۶۵)
$\ln P_{PEit}$	−۰/۰۳ (−۰/۵۴)	−۰/۱۶** (−۲/۱۵)
$\ln P_{OEit}$	۰/۱۹** (۲/۳۱)	۰/۱۰۹** (۲/۳۸)
$\ln P_{GEit}$	−۰/۰۱ (۰/۶۸)	۰/۰۵ (۱/۲۲)
$\ln INC_{it}$	۰/۲۴*** (۴/۵۵)	۰/۰۲ (۰/۸۳)
$\ln HS_{it}$	−۰/۰۱** (−۲/۰۸)	−۰/۰۰۹ (−۰/۳۷)
$\ln HDD_{it}$	۰/۰۲* (۱/۶۶)	−۰/۰۸** (−۲/۳۶)
$\ln CDD_{it}$	۰/۰۸*** (۳/۵۵)	−۰/۰۰۱ (−۰/۲۶)
Instrument rank	-	۱۵

1. Generalized Moment Method

متغیرها	LSDV	GMM
J-statistic	-	۲/۸۶
Sargan statistic	-	۰/۹۹

آماره اعداد داخل پرانتز، t معنی‌داری ضرایب است.

***سطح معنی‌داری ۹۹٪، **سطح معنی‌داری ۹۵٪ و *سطح معنی‌داری ۹۰٪ است.

در ابتدا برای آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل GMM از آزمون سارگان[1] استفاده شده است. فرضیه صفر آماره سارگان[2] که با استفاده از آماره J و رتبه متغیرهای ابزاری[3] به دست می‌آید، نشان‌دهنده عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال است که دلالت بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل دارد. همانگونه که ملاحظه می‌شود، براساس نتایج به دست آمده از مدل، فرضیه صفر، مبنی بر عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد و بنابراین اعتبار متغیرهای ابزاری در هر سه مدل تأیید شده و مدل‌ها نیازی به متغیرهای ابزاری بیشتر ندارند. نتایج مربوط به برآورد مدل‌ها و آزمون سارگان در جدول ۵ آمده است.

همان طور که گفته شد انتظار می‌رود که نتایج مدل LSDV در مدل‌های پویا تورش‌دار و ناسازگار باشد. آنچه که از مقایسه دو مدل می‌توان نتیجه گرفت این است که در هر دو مدل مصرف برق به طور معنی‌داری تحت تأثیر عادات مصرفی خانوارها است. تنها تفاوت دو مدل از این جهت، در مقدار عددی ضریب آن است که ضریب به دست آمده از مدل LSDV مقدار عددی کمتری دارد. اگر چه انتظار می‌رود که این مقدار تحت تأثیر تورش‌دار بودن مدل LSDV قرار داشته باشد. مقدار عددی ضریب مصرف برق در سال گذشته ۰/۸۳ درصد است. به این معنی که مصرف دوره‌ی جاری خانوارها تا حدود زیادی تحت تأثیر مصرف دوره قبل است. یعنی عادات مصرفی خانوارهای ایرانی، اثرگذارترین عامل در تقاضای برق آنان است.

همچنین دیگر ضرایب نشان‌دهنده کشش‌های کوتاه‌مدت عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی هستند. همانگونه که انتظار می‌رفت به دلیل یارانه‌ای بودن قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های مورد مطالعه و وجود پویایی‌های کوتاه‌مدت در مدل، مصرف واقعی برق در کوتاه‌مدت چندان

1. Sargan Test
2. Sargan Statistic
3. J-statistic & Instrument Rank

تحت تأثیر قیمت واقعی برق، گاز و نفت قرار نمی‌گیرد. همچنین به دلایل مشابه، خانوارها در کوتاه‌مدت واکنش چندانی به تغییر مصرف برق به دلیل تغییر در درآمد خود نشان نمی‌دهند که این امر حاکی از کم‌کشش بودن مصرف برق نسبت به تغییر در درآمد خانوارها است. همانطور که مشاهده می‌شود تغییر بعد خانوار نیز در کوتاه‌مدت تأثیر چندانی بر مصرف خانوار ندارد که این نتیجه نیز کاملاً منطقی است. چرا که در کوتاه‌مدت، بعد خانوار تغییر قابل توجهی نمی‌تواند داشته باشد.

همانطور که در قسمت مبانی نظری مدل بیان شد کشش‌های بلندمدت نیز می‌تواند از تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت بر ضریب λ (یک منهای ضریب $\ln E_{i,t-i}$) به دست آید. در جدول ۶ کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف انرژی نسبت به قیمت برق براساس روش برآورد GMM آورده شده است.

جدول ٦. کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت براساس برآورد به روش GMM

کشش بلندمدت	کشش کوتاه‌مدت	متغیر
-۰/۹۴	-۰/۱۶	کشش قیمتی تقاضا برای برق

منبع: محاسبات محقق

براساس ادبیات تجربی و تئوریکی می‌توان گفت که اگر چه مصرف برق در کوتاه‌مدت چندان نسبت به قیمت آن حساس نیست ولی در بلندمدت مصرف برق خانگی نسبت به قیمت آن، ممکن است با کشش باشد. براساس نتایج به دست آمده کشش قیمتی تقاضا برای برق بین صفر و یک قرار دارد که اگر چه براساس آن، برق کالای با کششی نسبت به قیمت نیست ولی کشش آن نسبت به مقدار کوتاه‌مدت تفاوت قابل توجهی دارد.

٦. نتیجه‌گیری

این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های ایران، به برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ۲۸ استان کشور پرداخته است. خصوصاً این مقاله با استفاده از برآورد دو مدل ایستا و پویا، به بررسی اثرگذارترین عوامل مؤثر بر مصرف برق در ایران پرداخته است. براساس نتایج به دست آمده، مصرف برق در بخش خانگی در ایران نسبت به قیمت خودش و انرژی‌های جایگزینش مانند نفت

و گاز چندان حساس نیست. این مسئله با توجه به یارانه‌ای بودن قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های مورد مطالعه چندان دور از ذهن نیست. همچنین بعد خانوار و نیاز به سرمایش و گرمایش نیز متغیرهای چندان تأثیرگذاری در روند مصرف برق خانگی در ایران نیستند. در مقابل مصرف دوره قبل برق اثرگذارترین متغیر در روند مصرف برق طی سال‌های مورد مطالعه در بخش خانگی در ایران بوده است. در واقع مصرف برق خانوارها در این سال‌ها به میزان قابل توجهی تحت تأثیر عادات مصرفی آنان بوده است که البته یارانه‌ای بودن قیمت برق سبب شده که مصرف برق خانگی طی سال‌های مورد مطالعه تغییر چندانی نداشته باشد. بنابراین در پاسخ به سؤال اساسی این پژوهش مبنی بر این که آیا سیاست‌های اثرگذار بر قیمت برق می‌تواند در کاهش استفاده از آن مؤثر باشد یا خیر، می‌توان گفت که سیاست‌های مربوط به تغییر قیمت حداقل در کوتاه‌مدت نمی‌تواند تأثیر چندانی بر کنترل میزان مصرف برق در بخش خانگی داشته باشد و لزوم به کارگیری سیاست‌های جایگزین نظیر تبلیغات و فرهنگ‌سازی در زمینه مصرف، بیش از پیش باید مورد توجه قرار گیرد.

منابع

الف- فارسی

امینی‌فرد، عباس و سارا استدلال (۱۳۸۲)، برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران: یک رهیافت هم‌تجمعی، هجدهمین کنفرانس بین‌المللی برق، صص ۲۴۶-۲۳۶.

پورآزرم، الهام (۱۳۸۴)، «برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان خوزستان»، فصلنامه *جستارهای اقتصادی ایران*، سال دوم، شماره ۴، صص ۱۸۲-۱۳۷.

فرجی، عبداله، زاهدی، مجید و علی‌اکبر رسولی (۱۳۸۷)، «پهنه‌بندی درجه- روزهای نیاز به گرمایش و سرمایش منطقه آذربایجان در محیط سیستم اطلاعات جغرافیایی»، فصلنامه *پژوهشهای جغرافیای طبیعی*، شماره ۶۶، صفحات ۸۵-۷۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و احمد لطفی (۱۳۸۳)، «بررسی و برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی در استان خراسان»، فصلنامه *دانش و توسعه*، شماره ۱۵، صص ۶۸-۴۷.

محمدی دینانی، منصور (۱۳۸۰)، تخمین تابع تقاضای برق خانگی در شهرستان کرمان، سومین همایش ملی انرژی، صص ۱۷۰-۱۶۴.

ب- انگلیسی

Alberini, A. & M. Filippini (2011), "Response of Residential Electricity Demand to Price: The Effect of Measurement Error", *Energy Economics*, Vol. 33, No. 5, PP. 889-895.

Asadoorian, M. O., Eckaus, R. S. & C. A. Schlosser (2008), "Modeling Climate Feedbacks to Electricity Demand: The Case of China", *Energy Economics*, Vol. 30, No. 4, PP. 1577-1602.

Babatunde, M. A. & M. I. Shuaibu (2009), The demand for residential electricity in Nigeria: a bound testing approach. Paper presented at the A paper presented at the conference of the African econometric society, AES, Dakar.

Branch, E. R. (1993), "Short Run Income Elasticity of Demand for Residential Electricity Using Consumer Expenditure Survey Data", *The Energy Journal*, PP. 111-121.

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.

Dergiades, T. & L. Tsoulfidis (2011), "Revisiting Residential Demand for Electricity in Greece: New Evidence from the ARDL Approach to Cointegration Analysis", *Empirical Economics*, Vol. 41, No. 2, PP. 511-531.

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.

Filippini, M. (1999), "Swiss Residential Demand for Electricity", *Applied Economics Letters*, Vol. 6, No. 8, PP. 533-538.

Franco, G. & A. H. Sanstad (2008), "Climate change and electricity demand in California", *Climatic Change*, Vol. 87, No. 1, PP. 139-151.

Halvorsen, B. & B. M. Larsen (2001), "The Flexibility of Household Electricity Demand over Time", *Resource and Energy Economics*, Vol. 23, No. 1, PP. 1-18.

Holtedahl, P. & F. L. Joutz (2004), "Residential Electricity Demand in Taiwan", *Energy Economics*, Vol. 26, No. 2, PP. 201-224.

Hondroyiannis, G. (2004), "Estimating Residential Demand for Electricity in Greece", *Energy Economics*, Vol. 26, No. 3, PP. 319-334.

Kamerschen, D. R. & D. V. Porter (2004), "The Demand for Residential, Industrial and Total Electricity, 1973-1998", *Energy Economics*, Vol. 26, No. 1, PP. 87-100.

Khan, M. A. & A. Qayyum (2009), "The Demand for Electricity in Pakistan", *OPEC Energy Review*, Vol. 33, No. 1, PP. 70-96.

Narayan, P. K. & R. Smyth (2005), "The Residential Demand for Electricity in Australia: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration", *Energy Policy*, Vol. 33, No. 4, PP. 467-474.

Tiwari, P. (2000), "Architectural, Demographic, and Economic Causes of Electricity Consumption in Bombay", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 22, No. 1, PP. 81-98.

Vine, E. (2008), Adaptation of California's electricity sector to climate change: Public Policy Institute of California San Francisco, CA.

Yee Yan, Y. (1998), "Climate and Residential Electricity Consumption in Hong Kong", *Energy*, Vol. 23, No. 1, PP. 17-20.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی