فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۰/ صفحات ۱۹۲-۱۶۷

ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا بر صرفه‌جویی مصرف برق در بخش خانوار (شواهدی از ۳۱ استان کشور)[۱]

خاطره کاوه
دانشجوی دکتری گروه اقتصاد،واحد ابهر،دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر،ایران،
khaterehkaveh@yahoo.com
علی امامی میبدی*
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبا یی،تهران،ایران، *emami@atu.ac.ir*
فرید عسگری
استادیارگروه اقتصاد، واحد ابهر،دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر،ایران، *fi.asgarii@gmail.com*
هژبر کیانی
استاد گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران،
kianikh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۷/۲۱

چکیده

هدف از این پژوهش ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا بر صرفه‌جویی مصرف برق در بخش خانوار در سطح ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۹۶-۱۳۸۹ با استفاده از دو روش ایستا و پویا است. نتایج مؤید آن است که تقاضای برق خانگی تابعی معکوس از قیمت برق، بعد خانوار، نیاز به سرمایش، قیمت گاز در ۵ ماهه دوم سال و شاخص شدت انرژی است. همچنین تقاضای برق خانگی تابع مستقیمی از قیمت گاز در فصل گرما، نیاز به گرمایش و درآمد افراد است. طبق نتایج، متوسط کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق در کشور، به ترتیب، برابر ۰/۰۳- و ۰/۱۳- برآورد شده است. مصرف دوره قبل برق اثرگذارترین متغیر در روند مصرف برق طی سال‌های مورد مطالعه در بخش خانگی در ایران بوده است. با توجه به تنوع اقلیم و نیاز به گرمایش و سرمایش که یکی از عوامل غیرارادی پیش‌روی شهروندان ایرانی برای افزایش مصرف انرژی است، ضرورت توجه به سیاست‌های غیر قیمتی در بخش خانگی و ساختمان را ملزم می‌دارد.

واژه‌های کلیدی: تقاضای برق، سیاست قیمتی، غیر قیمتی، مصرف برق.

---

[۱] مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

طبقه‌بندی JEL: Q40، C23، D12، R41.

۱. مقدمه

در اقتصادهای معاصر، انرژی هم‌زمان که یک عنصر کلیدی برای تولید کالا و خدمات است، یک منبع مستقیم ایجاد کننده رفاه برای شهروندان است و این موضوع که چگونگی قیمت تغییر داده شده توسط پویایی‌های بازار و یا سیاست‌های عمومی مربوط به انرژی، بر تولیدکننده و مصرف‌کننده انرژی تأثیر می‌گذارد، اهمیت می‌یابد (لباندیرا و همکاران[1]، ۲۰۱۷). در این میان، انرژی برق جزء نیازهای ضروری و در برخی موارد بدون جایگزینی است که از مهم‌ترین ابزارهای کشورها برای رسیدن به توسعه پایدار است. امروزه استفاده از برق در بخش خانگی به طور گسترده‌ای افزایش یافته و نقش بسیار مهمی در رفاه خانوارها دارد به‌طور کلی می‌توان گفت از میان بخش‌های مختلف اقتصادی: بخش خانگی از پرمصرف‌ترین بخش‌های تقاضای انرژی است و صرف جویی در مصرف انرژی و کاهش گازهای گلخانه‌ای هدف اصلی دولت‌ها است که ایران هم مستثنی نیست.

یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی کشور در حال حاضر برنامه‌ریزی برای رشد و توسعه اقتصادی است. این برنامه‌ریزی باید بتواند عدم تعادل‌های موجود در کشور را از بین ببرد این عدم تعادل‌ها می‌تواند در حوزه حقیقی یا شهرنشینی یا در حوزه‌هایی دیگر مانند منابع طبیعی و حامل‌های انرژی باشد. آنچه مهم است این‌که در جهت ایجاد تبادل در حوزه انرژی برق باید هم‌زمان به دو وجه عرضه و تقاضای انرژی برق و همچنین مسئله افزایش عرضه انرژی برق و مصرف بهینه آن پرداخت. در طرف عرضه اقدامات زیادی ازجمله افزایش کارایی و بهره‌وری در نیروگاه‌ها به‌ویژه کارایی زیست‌محیطی و بهره‌وری سبز، افزایش و ارتقای سطح فناوری و فناوری تولید برق در کشور و ... باید صورت گیرد. در طرف تقاضا هم برای کنترل مصرف انرژی پارامترهای تأثیرگذار از جمله قیمت، جمعیت و فناوری وجود دارد. در ایران سیاست‌هایی در زمینه بهینه‌سازی مصرف انرژی مانند استفاده از لامپ‌های کم‌مصرف و شیشه‌های دوجداره به اجرا درآمده است (یزدانی[2]، ۱۳۹۱).

در کشور ما به دلیل ارزان بودن حامل‌های انرژی و در دسترس بودن انواع منابع انرژی، باعث شده تا کشور با تأخیر زیادی بر ضرورت بهینه‌سازی مصرف انرژی بی اندیشد. از

---

[1] Labandeira et al.
[2] Yazdani (2012)

طرفی به دلیل روند بی‌رویه مصرف برق در بخش خانگی تصمیم دولت بر آن شد که علاوه بر تبلیغات در جهت اصلاح الگوی مصرف برق، از طریق هدفمندی یارانه‌ها، به فکر واقعی کردن قیمت برق باشد تا شاید با استفاده از سیاست‌های قیمتی بتواند روی کاهش مصرف بی‌رویه برق در بخش‌های مختلف اثرگذار باشد. بدین منظور این مطالعه قصد دارد اثرگذارترین عامل در مصرف برق خانگی را شناسایی نماید.

یکی از مهمترین جنبه‌های نوآوری این پژوهش، ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا (قیمتی و غیر قیمتی) بر صرفه‌جویی مصرف برق در بخش خانوار کشور با تبعبت از مدل (آلبرینی و فیلیپینی[1] ۲۰۱۱) و لیدل و هانگتینتون[2](۲۰۲۱)، است. این مطالعه یک تحلیل جامع از اثرگذاری سیاست‌های قیمتی و غیر قیمتی بر تقاضای برق خانگی در سطح ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۸۹ با استفاده از دو روش ایستا و پویا ارائه می‌دهد و به جهت استفاده از تخمین زن‌های پویای پانلی، کشش‌های بلندمدت نیز محاسبه می‌شود. همچنین جهت تقاضای پویای برق در این پژوهش، علاوه بر قیمت برق، بعد خانوار و نیاز به سرمایش و گرمایش، متغیرهای قیمت گاز طبیعی به تفکیک فصل‌های گرم و سرد، درآمد و شاخص شدت انرژی به‌عنوان متغیرهای تأثیرگذار غیرقیمتی است.

با توجه به موارد اشاره شده سؤال اساسی این پژوهش این است که سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی برای اصلاح الگوی مصرف برق بایستی چگونه باشد؟ بنابراین پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات نظری و پس‌ازآن پیشینه تحقیق ارائه شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق بحث شده و بخش چهارم تحقیق شامل برآورد مدل است. ارائه نتایج و پیشنهادها، بخش‌های پایانی مقاله است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱- عوامل موثر بر تقاضای برق

قیمت برق: قیمت برق از عوامل اصلی موثر بر تقاضای برق است که بر اساس رفتار مصرف کننده، با مصرف برق رابطه معکوس دارد.

---

[1] Alberini & Filippini
[2] Liddle & Huntington

درآمد خانوار: از مهمترین عوامل موثر بر میزان مصرف برق، درآند خانوار است. از یک طرف خرید لوازم خانکی تابع دراند خانوار است و از طرف دیگر هزینه برق مصرفی با توجه به سطح درامد ایجاد می‌گردد.

قیمت سایر حامل‌های انرژی: قیمت انرژی های جایگرین مانند نفت سفید، گاز طبیعی، گازوئیل و گاز مایع به عنوان متغیرهای اصلی جایگزین برق، می‌تواند بر مصرف برق تاثیرگذار باشد.

شدت استفاده از وسایل برقی: شدنی را که مصرف‌کنندگان وسایل برقی به کار می‌برند به درآمد، ویژگی‌های خانه مانند عمر ساختمان، تعداد اتاق، ویژگی بافت جمعیتی، متغیرهای فصلی نظیر دمای هوا و قیمت برق بستگی دارد.

بعد خانوار: خانوار را می‌توان از لحاظ بعد؛ شهری و روستایی و سطح تحصیلات و اعضای خانوار تقسیم‌بندی نمود. انتظار می‌رود که هر چه بعد خانوار بزرگتر باشد مصرف برق نیز بیشتر شود.

مصرف دوره قبل: معمولا مصرف برق خانوار در هر دوره نسبت به دوره قبل در شرایط عادی از تغییرات اندکی برخوردار بوده و طی دروه‌ها از روند ثابتی بر خوردار است. در این صورت می‌توان مصرف برق در هر دوره را تابعی از مصرف دوره قبل در نظر گرفت.

تعداد مشترکین: با افزایش تعدا مشترکین برق خانگی، مصرف کل برق نیز افزایش می‌یابد.

دمای هوا: درفصل تابستان به دلیل گرمای هوا استفاده از وسایل برقی سرمایشی نظیر کولر گازی و ابی و در فصل زمستان به دلیل سرمای هوا استفاده از وسایل برقی گرمایشی نظسر بخاری برقی افازیش یافته و در نتیجه مصرف برق را تحت تاثیر قرار می‌دهد (لطفعلی پور و لطفی[1] ۱۳۸۳).

۲-۲- تابع تقاضای مصرف برق

ایران به عنوان یک کشور در حال توسعه، دارای منابع انرژی گسترده و یکی از نمونه های الگوی رشد اقتصادی بر اساس منابع طبیعی است. بنابراین، با وجود وفور منابع انرژی برنامه‌ریزی و سیاستگذاری در مصرف انرژی امری ضروری است. با توجه به اینکه صنعت یکی از بخش‌های عمده مصرف کننده انرژی است، بنابراین، در راستای اعمال سیاست

[1] Lotfalipour & Lotfi (2004)

مدیریت مصرف انرژی مطالعه و تعیین ارتباط بین مصرف انرژی و ایجاد ارزش افزوده در این بخش از موضوعات مهم این حوزه است (اقبالی و همکاران[2] ۱۳۹۹)

تقاضای مسکونی برای انرژی از تقاضا برای گرم کردن خانه، آشپزی، آب گرم، روشنایی و ... 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 سرمایه‌ای را برای تولید کالای ترکیبی انرژی به کار می‌برند. تابع تولید کالای ترکیبی انرژی (S) می‌تواند به‌صورت زیر نوشته:

$$S=s(E,G,O,CS) \quad (۱)$$

که در آن E الکتریسیته، G گاز، O نفت سفید و CS موجودی سرمایه‌ای وسایل برقی است. 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 آب‌وهوای آن منطقه‌ای که در آن ساکن‌اند، متأثر می‌شود. متغیرهای آب‌وهوا و شرایط جوی به‌صورت (W) در مدل مشخص می‌شود.

$$U=u(s(E,G,O,CS),X,Z,W) \quad (۲)$$

خانوارها مطلوبیتشان را با توجه به قید بودجه حداکثر می‌کنند.

$$Y-Ps.S-X=0 \quad (۳)$$

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

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

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

---

[2] Eghbali et al

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

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

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

معادلات (۴) تا (۸) تعادل بلندمدت خانوار را توصیف می‌کند. این مدل ایستا است و در آن فرض شده که با تغییر قیمت‌ها و درآمد، مقادیر تعادلی جدید به‌صورت آنی تعدیل می‌شود. به‌ویژه فرض می‌شود که خانوارها می‌توانند میزان استفاده از انرژی و موجودی وسایل برقی را با تعدیل آنی و پیوسته تغییر در درآمد باقیمت تغییر دهند به‌طوری‌که 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 به‌سادگی 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 ۱ - t تنها کسری از تفاوت بین لگاریتم واقعی دوره ۱ - t و لگاریتم تعادل بلندمدت تقاضای دوره tاست که به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

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

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

فرض می‌شود سطح مطلوب مصرف انرژی می‌تواند به‌صورت $E_t^* = \alpha . P_E^{\eta} P_G^{\theta} \exp(X_{\gamma})$ 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، آب‌وهوا، تعداد خانه‌ها و غیره. با قرار دادن این عبارت در معادله (۹) داریم:

$$\ln lnE_t - lnE_{t-1} = \lambda ln\alpha + \lambda\eta lnP_E + \lambda\theta lnP_G + \lambda X_{\gamma} - \lambda lnE_{t-1} \quad (۱۰)$$

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

$$lnE_t = \lambda ln\alpha + \lambda\eta lnP_E + \lambda\theta lnP_G + \lambda X_{\gamma} + (1-\lambda) lnE_{t-1} \quad (۱۱)$$

این عبارت نشان می‌دهد که کشش‌های کوتاه‌مدت، ضرایب رگرسیونی لگاریتم قیمت‌ها هستند؛ درنتیجه کشش‌های بلندمدت با تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت (مثلا ضرایب لگاریتم قیمت‌ها) بر λ به دست می‌آید که به‌صورت یک منهای ضریب lnE_{t-1} به دست

می‌آید (آلبرینی و فیلیپینی، ۲۰۱۱). در ادامه به پژوهش‌های انجام شده در بخش تقاضای برق اشاره شده است.

۲-۳- پیشینه تحقیق

لیدل و هانگتینتون (۲۰۲۱)، در پژوهشی به تقاضای برق خانگی در تعدادی از کشورهای با درآمد بالا و متوسط پرداخته‌اند. برآورد پنل در مورد ۲۶ کشور با درآمد بالا و ۲۹ کشور با درآمد متوسط طی دوره ۲۰۱۳–۱۹۷۸ اطلاعات مهمی در باره اثر پذیری تقاضای برق خانگی این کشورها به درآمد، آب و هوا و قیمت‌ها ارائه می‌دهد. نتایج مدل پانل پویا، عدم ایستایی ، ناهمگنی و وابستگی مقطعی را نشان داده است. نتایج موید ان است که در کشور با درآمد بالا، کشش های بلندمدت متغیرهای درآمد (۰/۸ در مقایسه با ۰/۶) ، خنک‌سازی (۰/۳ در مقابل ناچیز) و قیمت‌ها (۰/۰۸- در مقایسه با ۰/۲-) نسبت به کشورهای با درآمد متوسط بزرگتر است. از آنجا که اقتصادهای با درآمد متوسط به احتمال زیاد با سرعت بیشتری نسبت به اقتصادهای با درآمد بالا رشد می کنند، روندهای مربوط به درآمد و سیستم‌های خنک‌کننده ان‌ها احتمالا فشار بیشتری بر گرم شده جهان وارد می کنند مگر اینکه این کشور ها بتوانند در بخش برق در سطح جهان کربن‌زدایی کند. بلمن و اینگلسی-لوتز[1](۲۰۲۱)، عوامل تعیین کننده تقاضای برق خانگی در آفریقای جنوبی را برای دوره ۲۰۱۶–۱۹۷۵ با روش ARDL بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی نشانگر ادغام طولانی مدت بین مصرف برق مسکونی، درآمد ناخالص ملی، قیمت برق و قیمت مواد غذایی است. کشش‌های درآمد ناخالص ملی برای تمام گروه‌های درآمد علامت مثبت بوده که نشان می‌دهد با افزایش درآمد، خانوارهای آفریقای جنوبی برق بیشتری مصرف می‌کنند (کالای عادی). همچنین نتایج بیانگر آن است که کشش‌های قیمتی برای هر دو مدل تجمیع و تفکیک شده منفی و قابل توجه بوده است که نشان دهنده این موضوع است، قیمت برق، تقاضای برق برای همه خانوارهای آفریقای جنوبی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اصلی‌ترین و تأثیرگذارترین نکته‌ای که می‌توان از این مطالعه عنوان کرد این است که با توجه به نابرابری‌های درآمد خانوارهای آفریقای جنوبی، سیاست‌های کاهش

[1] Bohlmann & Inglesi-Lot

مصرف برق در بخش مسکونی باید برای هر گروه درآمدی طور جداگانه مورد هدف قرار گیرد.

چیندارکار وگویال[1](۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی ناهمگونی کشش قیمتی تقاضای انرژی الکتریسیته در بخش خانگی هند پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های پیمایشی از ۳۱ ایالت هند طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵ دریافته‌اند که متوسط کشش قیمتی تقاضای برق در سطح ملی برابر با ۰/۳۹- است که به طور معنی‌داری بین ایالت‌ها، مناطق شهری و روستایی و گروه‌های درآمدی متفاوت است؛ بنابراین، قیمت‌گذاری واحد در سیاست تعرفه‌گذاری برق بخش خانگی کارا نخواهد بود.

وو و همکاران[2] (۲۰۱۸) در مطالعه خود، به بررسی کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی در بین ۴۸ ایالت آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۰۱ پرداخته‌اند. آن‌ها بدین منظور، از تابع تقاضای لئونتیف تعمیم‌یافته سیستمی برای سه بخش خانگی، بازرگانی و صنعت استفاده کرده‌اند. طبق نتایج، کشش قیمتی تقاضا خرده فروشی انرژی بی‌کشش است و با توجه به سطح فعلی تکنولوژی و ثبات عوامل رفتاری، افزایش قیمت حامل‌های انرژی، به کاهش معنی داری در تقاضای انرژی منجر نخواهد شد. طبق توصیه آن‌ها، سیاست‌های غیر قیمتی استانداردهای کارایی انرژی و اصلاح رفتار مصرف‌کننده، هنوز هم مهم هستند و با ترکیب سیاست‌های قیمتی، می‌توانند باعث مدیریت مصرف انرژی شوند.

امودی و همکاران[3](۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت برق تغییرات آب‌وهوا بر تقاضای برق در استرالیا می‌پردازد. در این تحقیق از مدل ARDL با داده‌های ماهانه از سال ۲۰۱۴-۱۹۹۹ برای شش ایالت استرالیا استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده تغییرات قابل توجهی در تقاضای برق است و افزایش تدریجی در مصرف برق را نشان می‌دهد. بیشتر ایالت‌های استرالیا نسبت به تغییرات قیمت در ماه‌های تابستان کمتر واکنش نشان می‌دهند. نتایج افزایش تدریجی در مصرف برق به دلیل هوایی گرم‌تر و احتمال تقاضای بالای مصرف برق در زمستان را پیش‌بینی کرده است. همچنین نشان

[1] Chindarkar & Goyal
[2] Woo et al.
[3] Emodi et al.

داده شده است که رشد غیریکنواخت تقاضای برق فصلی، ممکن است باعث عدم استفاده از ظرفیت تولید برق شده و فشار را روی ارائه‌دهندگان خدمات برق بگذارد.

بروین و همکاران[1](۲۰۱۵) در مطالعه خود مدل‌های تقاضای انرژی برای فضا و گرمایش آب از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ در بخش مسکونی چهار کشور فرانسه، ایتالیا، سوئد و انگلستان را با استفاده از مدل ARDL و هم‌انباشتگی بررسی کرده است. تقاضای انرژی در هر کشور به تعداد خانوارها، مساحت کف هر خانوار و مصرف هر واحد از فضا و گرمایش آب بستگی دارد. کشش قیمتی بلندمدت تقاضا در سطح مصرف انرژی برای چهار کشور پایین است. در این مقاله نشان داده شده است که برای برآورد تقاضا تا سال ۲۰۵۰ با افزایش سالیانه قیمت انرژی بین صفر تا سه درصد اثرات غیر قیمتی مانند کدهای ساختمانی، پیشرفت فنی خودکار و... به همان اندازه یا مهم‌تر از اثرات قیمتی در کاهش تقاضا برای مصرف انرژی هستند؛ بنابراین برای دستیابی به کاهش قابل توجهی در تقاضای انرژی در بخش مسکونی اتحادیه اروپا تا سال ۲۰۵۰ سیاست‌های غیر قیمتی اهمیتی بیشتر دارند.

لطیف[2](۲۰۱۵) عوامل مؤثر بر مصرف برق در کانادا را با استفاده از داده‌های پنل طی سال‌های (۲۰۱۰-۱۹۸۳) بررسی کرده است. تخمین‌ها با روش حداقل مربعات انجام شده و نشان‌دهنده رابطه‌ای مثبت و معنادار بین تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان هدف برق است و این در حالی است که قیمت برق، علی‌رغم وجود اثرات منفی، تأثیر قابل توجیه در مصرف برق ندارد، او همچنین با استفاده از مدل تصحیح خطا به بررسی رابطه علیت میان متغیرها در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخت که نتایج نشان می‌دهد که در یک رابطه علت و معلولی بین مصرف برق، تولید ناخالص داخلی و قیمت برق در بلندمدت وجود دارد.

جونز و لاماس[3](۲۰۱۵) یک تجزیه و تحلیل اقتصادی – اجتماعی را روی تقاضای برق د ر ساختمان‌های داخلی انگلستان انجام می‌دهند. داده‌ها را در لستر انگلستان طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۱۰ جمع‌آوری کرده‌اند. سالانه تقاضای برق برای ۳۱۵ خانه مسکونی تخمین زده شده است. این مطالعه مصرف بالای برق را در این ساختمان‌ها نشان می‌دهد و بیان می‌کند که در مجموع وضعیت اشتغال و سطح تحصیلات اشخاص سرپرست خانوار، داشتن

---

[1] Broin et al.
[2] Latif
[3] Jones & Lomas

گرمایش برقی و داشتن روشنایی کم انرژی تأثیری روی مصرف بالای انرژی در خانه‌های انگلستان ندارد و به طور کلی خانوارهای با سرنشینان بیشتر. بچه‌ها و نوجوانان و خانوارهای با درآمدهای سالانه بالاتر، مصرف‌کنندگان بالای انرژی برق هستند؛ و خانواده‌های با یک سرپرست خانوار که بازنشست شده یا بالای ۶۵ سال دارند کمتر احتمال دارد که مصرف برق بیشتری داشته باشند.

حمیدی رزی و همکاران[1](۱۳۹۸) در تحقیقی به بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی در استان‌های کشور از طریق برآورد و تحلیل کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی به تفکیک حامل‌های انرژی منتخب (پرمصرف) و شاخص کل قیمت انرژی طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ پرداخته‌اند. بدین منظور، از تخمین‌زن‌های پویای پانلی استفاده شده و کشش‌های تابع تقاضای انرژی تصریحی توسط تخمین‌زن پویای پانلی دومرحله‌ای آرلانو و باور[2](۱۹۹۵)/ بلاندل و باند[3](۱۹۹۸) برآورد شدند. نتایج مؤیدان بود که متوسط کشش‌های قیمتی (شاخص کل قیمت انرژی) کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای انرژی در استان کشور، به ترتیب، برابر ۰/۰۳۸- و ۰/۵۶۷- برآورد شد. از نظر حامل‌های انرژی نیز بالاترین کشش قیمتی تقاضای انرژی، به ترتیب، مربوط به قیمت حامل برق و سپس قیمت حامل بنزین است. اثر متغیر اقلیم (نیاز به گرمایش و سرمایش) در انرژی بری استان‌ها، قابل توجه بوده و کشش متوسط تقاضای انرژی نسبت به اقلیم در کوتاه‌مدت ۰/۱۵ و در بلندمدت ۲/۳۰ برآورد شد. بالا بودن کشش تقاضای اقلیمی انرژی و پایین بودن کشش قیمتی تقاضای انرژی (هم نسبت به شاخص قیمت کلی انرژی و هم به تفکیک قیمت حامل‌های انرژی)، ضرورت اجرای سیاست‌های غیرقیمتی در سطح استان‌های کشور را ایجاب می‌کند.

محمدی و همکاران[4](۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به برآورد کشش‌های قیمتی، درآمدی، دما و متقاطع، تابع تقاضای برق خانگی در ایران برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۴۹ به روش فیلتر کالمن در قالب مدل فضا- حالت پرداخته‌اند. داده‌های استفاده شده در این مقاله، عبارت‌اند از: مصرف برق سرانه، قیمت واقعی برق، درآمد سرانه، دما و قیمت واقعی بنزین به‌عنوان نماینده انرژی‌های جانشین برای برق در بخش خانگی. نتایج نشان می‌دهد کشش‌های

[1] Hamidi Razi et al. (2019)
[2] Arellano & Bond
[3] Blundell & Bond
[4] Mohammadi et al. (2016)

قیمتی، درآمدی و دما برای تقاضای برق خانگی در طول زمان در حال تغییر هستند. همچنین می‌توان بعضی جهش‌ها را در این کشش‌ها در طول زمان مشاهده کرد؛ به‌طوری‌که قدر مطلق کشش قیمتی در سال ۵۸ جهش افزایشی داشته که می‌تواند ناشی از افزایش درآمدهای نفتی و افزایش تقاضا باشد و در دوران جنگ نیز مجدداً می‌توان فشار روی تقاضا را مشاهده کرد.

۳. معرفی مدل و داده‌های تحقیق

داده‌های به کار رفته در این مطالعه عبارت‌اند از مصرف برق در بخش خانگی استان‌های کشور به‌عنوان متغیر وابسته (میلیون تومان) و قیمت واقعی برق، قیمت واقعی گاز طبیعی[۱] برای هر سال در هر استان در بخش خانگی به‌عنوان کالای جانشین، نیاز به سرمایش و گرمایش، درآمد سرانه واقعی (میلیون تومان)، شاخص شدت انرژی و بعد خانوار به‌عنوان متغیرهای مستقل که به‌صورت پنلی از ۳۱ استان کشور در نظر گرفته شده است. بر اساس ادبیات موضوع، متغیرهای نیاز به سرمایش (CDD) و نیاز به گرمایش (HDD) به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\mathrm{CCD} = \sum(\mathrm{T} - \theta_2)\theta_2 = 21℃ \qquad (۱۲)$$

$$\mathrm{HDD} = \sum(\theta_1 - \mathrm{T})\theta_1 = 18℃ \qquad (۱۳)$$

که در آن CDD نیاز به سرمایش به درجه - روز و T میانگین دمای روزانه به درجه سانتی‌گراد و θ_2 آستانه دمایی است و HDD نیاز به گرمایش و θ_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 بیشتر بوده و نیاز به گرمایش در شهرهای سردسیر بیشتر است (فرجی و همکاران[۲] ۱۳۸۷). باید به این نکته توجه کرد که قیمت برق برحسب ریال/ کیلووات، قیمت گاز طبیعی برحسب ریال/

[۱] قیمت کاز به دو بخش ۷ ماهه اول سال و ۵ ماهه دوم سال به دلیل تفاوت قیمت تقسیم بندی شده است.

[2] Faraji et al. (2008)

مترمکعب است. درآمد سرانه واقعی نیز از تقسیم تولید ناخالص هر استان برحسب میلیون ریال (بدون ارزش‌افزوده بخش نفت) بر جمعیت آن استان و شاخص شدت انرژی هم از تقسیم کل عرضه انرژی (تن معادل نفت خام)/ تولید ناخالص داخلی هر استان به دست آمده است. داده‌ها به‌صورت پنل از ۳۱ استان کشور است. مصرف برق و قیمت واقعی برق و گاز از ترازنامه انرژی کشور استخراج شده است. با استفاده از اطلاعات مرکز آمار کشور داده‌های بعد خانوار و درامد سرانه به دست آمده است و داده‌های نیاز به گرمایش و سرمایش از مرکز هواشناسی کشور تهیه شده است. لازم به ذکر است قیمت انرژی و درآمد به وسیله شاخص قیمت مصرف‌کننده در هر استان تعدیل شده است. بعد خانوار از تقسیم جمعیت هر استان بر تعداد خانوار آن استان به دست آمده است. با توجه به داده‌های در دسترس، دوره زمانی این پژوهش نیز از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۶ است. حال می‌توان براساس ادبیات موضوع و مبانی نظری مربوط به تئوری تقاضا، به معرفی مدل پرداخت. در گام اول مدل به‌صورت 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 با تبعیت از مدل (آلبرینی و فیلیپینی، ۲۰۱۱) و لیدل و هانگتینتون (۲۰۲۱)، به‌صورت زیر فرض می‌شود.

$$lnEC_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnAPE_{it} + \beta_2 lnP_{GCEit} + \beta_3 lnP_{GHEit} + \beta_4 lnI_{it} + \beta_5 lnHS_{it} + \beta_6 lnHDD_{it} + \beta_7 lnCDD_{it} + \beta_8 lnEl_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

که در آن EC_{it} مصرف سرانه کلی برق، APE_{it} میانگین قیمت واقعی برق، P_{GCEit} میانگین قیمت گاز طبیعی در ۷ ماهه اول سال، P_{GHEit} میانگین قیمت نفت سفید، I_{it} درآمد سرانه، HS_{it} بعد خانوار، HDD_{it} و CDD_{it} نیاز به گرمایش و سرمایش و El_{it} شاخص شدت انرژی در استان i در سال t و ε_{it} جزء اخلال است. چون مصرف انرژی و متغیرهای توضیحی لگاریتمی هستند، ضرایب نشان دهنده کشش‌های تقاضا هستند. β_i اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر استان است. این مدل می‌تواند به‌صورت اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تصریح شود. همچنین در این مقاله، نسخه پویای مدل تقاضای برق مبتنی بر فرضیه تعدیل جزئی به‌صورت زیر بیان می‌شود که در آن EC_{it-1} تقاضای برق دوره قبل است و دیگر متغیرها همان تعریف قبل را دارند.

$$lnEC_{it} = \beta_0 + \beta_1 lnEC_{it-1} + \beta_1 lnAPE_{it} + \beta_3 lnP_{GCEit} + \beta_4 lnP_{GHEit} + \beta_5 lnI_{it} + \beta_6 lnHS_{it} + \beta_7 lnHDD_{it} + \beta_8 lnCDD_{it} + \beta_9 lnEl_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

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

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

در مرحله اول به‌منظور جلوگیری از انجام رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد و هم جمعی پانل بر روی متغیرهای مدل صورت می‌گیرد. لین و لوین[1](۱۹۹۲) نشان دادند که در داده‌های ترکیبی استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ای، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. وو[2](۱۹۹۶)، اوه[3](۱۹۹۶) و فراتکل و روزی[4](۱۹۹۶) در تحقیقات خود نشان داده‌اند که به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد متداول در داده‌های ترکیبی مانند آزمون دیکی فولر، دیکی فولر پیشرفته و آزمون فلیپس پرون دارای قدرت آماری پایین‌تری نسبت به ریشه واحدهای ترکیبی هستند. آزمون لین و لوین، آزمون ترکیبی دیکی فولر پیشرفته با روند زمانی است که در ناهمگنی مقطع‌ها و ناهمسانی واریانس جملات خطا، دارای قدرت بالایی است و هر چه تعداد مقطع‌ها و دوره زمانی بزرگ‌تر شوند، استفاده از آزمون لین و لوین برای پایایی متغیرها دارای قدرت آزمون بیشتری است در این پژوهش از آزمون لوین، لین و چو استفاده شده است. فرضیه صفر آزمون، بیانگر نامانایی متغیرها است.

جدول (۱): آزمون ایستایی متغیرها

متغیرها	Levin, Lin & Chu (سطح متغیرها)		درجه جمعی
	احتمال	آماره	
APE_{it}	۰/۸۷۷	۱/۱۶	I(1)
$D(APE_{it})$	۰/۰۰۰	-۱۰/۷۷۸	I(0)
EC_{it}	۰/۰۴۳	-۱/۷۱	I(0)
P_{GHEit}	۰/۱۹۴	-۰/۸۶۱	I(1)
$D(P_{GHEit})$	۰/۰۰۳	-۲/۷۲۶	I(0)
P_{GCEit}	۰/۰۰۵	-۲/۵۴	I(0)
I_{it}	۰/۰۰۰	-۸/۳۴۲	I(0)
HS_{it}	۰/۰۰۰	-۳۲/۳۶۸	I(0)
(HDDit)	۰/۰۰۰	-۸/۸۸۷	I(0)

[1] Levin & Lin
[2] Wu
[3] Oh
[4] Frankel & Rose

CDD_{it}	۰/۲۴۱	-۳/۱۱۱	I(0)
El_{it}	۰/۰۰۰	-۸/۴۶۸	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ایستایی نشان داد که متغیرهای P_{GCEit}، I_{it}، HS_{it}، HDDit، CDDit، El_{it} و در سطح ایستا و به عبارتی I(0) هستند و متغیر APE_{it} و P_{GHEit} در سطح نا ایستا است و با یک بار تفاضل‌گیری ناایستایی این متغیر برطرف شده است. ازآنجاکه برخی متغیرها ایستا و برخی دیگر نا ایستا هستند لازم است ابتدا آزمون‌های هم جمعی انجام شود. در این مطالعه برای بررسی هم جمعی مدل از روش کائو (۱۹۹۴) استفاده شده است. نتایج آزمون هم جمعی در جدول (۲) ارائه‌شده است؛ که بیانگر وجود یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته است (فرضیه صفر بیان‌گر عدم وجود هم جمعی است).

جدول (۲): نتایج آزمون هم جمعی

نوع آزمون	متغیر وابسته (EC_{it})	نتیجه آزمون
کائو	-۱۵/۵۵۷ (۰/۰۰۰)	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از اطمینان وجود رابطه هم جمعی در ادامه به‌منظور تخمین مدل، لازم است تا نوع روش تخمین پانل دیتا تعیین شود؛ بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از این کشورها از آماره F استفاده شده است. سپس، برای آزمون اینکه مدل با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی برآورد شود، از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون F، برآورد مدل به روش اثرات ثابت را تائید می‌کنند.

جدول (۳): نتایج آزمون چاو

نوع آزمون	آماره خی دو (احتمال)	نتیجه آزمون
آزمون چاو	۴۷/۹۱ (۰/۰۰۰)	تأیید مدل اثر ثابت در برابر مدل داده‌های تلفیقی

منبع: یافته‌های تحقیق

در گام بعدی پس از تائید مدل با داده‌های تابلویی، باید با استفاده از آزمون هاسمن به بررسی روش برآورد (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) پرداخت. فرضیه صفر آزمون هاسمن

مدل اثرات تصادفی و فرضیه مقابل، مدل اثرات ثابت است. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۴) آورده شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون هاسمن

نوع آزمون	آماره خی دو (احتمال)	نتیجه آزمون
آزمون هاسمن	۰ (۱)	ناتوانی آزمون در تشخیص روش

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که از جدول (۴) مشخص است، آماره خی دو، برابر صفر و احتمال متناظر آن برابر یک است که حاکی از ناتوانی آزمون هاسمن در تشخیص روش مناسب برآورد مدل است. در این حالت باید از یک راه دیگر، روش برآورد مناسب را مشخص نمود. روش دیگری که برای تشخیص روش مناسب 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 جمله 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 به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

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

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

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 (۴) 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 (۵): نتایج آزمون هاسمن

Effect Specification	S.D	Rho
Cross section random	۰/۱۹	آزمون ۰/۴۵

Idiosyncratic random	۰/۲۱	۰/۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

در این مرحله پس از مشخص شدن روش برآورد، می‌توان مدل ایستا (مدل ۱۴) را برآورد نمود. نتایج مربوط به برآورد مدل ایستا با استفاده از مدل اثرات ثابت در جدول (۶) آورده شده است

جدول (۶): برآورد مدل به روش اثرات ثابت

متغیر مستقل	ضریب	آماره T	سطح معنی‌داری
قیمت برق (APE_{it})	-۰/۰۳	-۲۷/۲۶***	۰/۰۰۰
قیمت گاز در فصل گرما (P_{GHEit})	۰/۴۳	۹/۵۳***	۰/۰۰۰
قیمت گاز در فصل سرما (P_{GCEit})	-۰/۳۷	-۵/۳۲***	۰/۰۰۰
درآمد (I_{it})	۰/۱۵	۴/۷۱***	۰/۰۰۰
بعد خانوار (HS_{it})	-۰/۱۲	-۲/۳۹***	۰/۰۰۰
نیاز به گرمایش (HDD_{it})	۰/۰۱	۳/۴۸***	۰/۰۰۰
نیاز به سرمایش(CDD_{it})	-۰/۰۰۳	-۲/۵۸***	۰/۰۰۰
شاخص شدت انرژی (EL_{it})	-۰/۰۹	-۷۷/۷۷***	۰/۰۰۰
C	۱/۸۴۵	۳ /۰۱***	۰/۰۰۰
آماره F	۱۲۸۹/۲۸۳		
P-value	۰/۰۰۰		
R^2	۰/۹۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

علامت *** نشان معنی‌داری متغیرهای تحقیق است.

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که مدل برآوردی ازنظر شاخص‌های آماری در وضعیت مناسبی قرار دارد. آماره F بیانگر معناداری کل رگرسیون است. به عبارتی این فرضیه که ضرایب متغیرهای مستقل مدل می‌توانند صفر باشند رد می‌شود و کل رگرسیون معنی‌دار است. همچنین آماره R^2 بیان‌گر آن است که متغیرهای مستقل به‌خوبی توانسته‌اند تغییرات متغیر وابسته را تا حد زیادی توضیح دهند.

براساس نتایج به دست آمده، کشش قیمتی تقاضا برای برق ۰/۰۳- 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 ۰/۰۳ درصدی مصرف برق در بخش خانگی می‌شود.

ضریب مثبت و معنادار قیمت واقعی گاز طبیعی در ۷ ماهه اول سال به‌عنوان قیمت انرژی‌های جایگزین، نشان‌دهنده جانشینی بین این انرژی است. ضرایب برآورد شده برای

قیمت واقعی گاز طبیعی ۰/۴۳ است، حاکی از اینکه یک درصد افزایش در قیمت این انرژی به ترتیب منجر به افزایش ۰/۴۳ درصدی مصرف برق در بخش خانگی شده است که این امر دور از انتظار نبوده، چرا که با افزایش قیمت واقعی گاز طبیعی در ۷ ماهه اول سال و همچنین با افزایش درجه حرارت هوا، مصرف برق در برخی از استان‌های و خصوصا استان‌های جنوبی افزایش می‌یابد. بدیهی است کاربرد الکتریسیته برای سرمایش، بیشتر از سایر سوخت‌ها است.

ضریب منفی برآورد شده برای قیمت واقعی گاز طبیعی در ۵ ماهه دوم سال نشان‌دهنده این است که یک درصد کاهش در قیمت این انرژی به ترتیب منجر به کاهش ۰/۳۷ درصدی مصرف برق در بخش خانگی شده است.

از دیگر متغیرهای مؤثر بر مصرف برق در بخش خانگی نیاز به سرمایش (CDD) و نیاز به گرمایش است. بر اساس نتایج به دست آمده، مصرف انرژی نسبت به متغیر (HDD) نشان دهنده این است که به یک درصد افزایش در این متغیر مصرف برق ۰/۰۱۳ درصد افزایش خواهد یافت؛ اما منفی بودن ضریب متغیر (CDD) نشان‌دهنده این است که افزایش تقاضا برای انرژی خانگی در ایران متناسب با نیاز به سرمایش نیست و می‌تواند ناشی از گوناگونی جغرافیایی طبیعی کشور باشد. بیشترین انرژی مورداستفاده برای سرمایش در ایران، برق است که با افزایش درجه حرارت هوا، مصرف برق در برخی از استان‌های و خصوصا استان‌های جنوبی افزایش می‌یابد. بدیهی است کاربرد الکتریسیته برای سرمایش، بیشتر از نفت سایر سوخت‌ها است. اصولا بیشتر لوازم سرمایشی برقی هستند (داده‌های لوازم خانگی در مرکز آمار موجود است). همچنین همبستگی مثبت بین افزایش درجه حرارت و استفاده از لوازم سرمایشی وجود دارد؛ بنابراین از مصرف سایر سوخت‌ها که اغلب به منظور گرمایش استفاده می‌شود، کاسته شده و میزان این بیش از افزایش مصرف برق به منظور سرمایش است. در واقع می‌توان گفت که بیشترین مصرف برق خانگی در ایران مربوط به وسایلی مانند ماشین لباسشویی، جاروبرقی و دیگر وسایل پر مصرف برقی است که به منظور سرمایش یا گرمایش به کار نمی‌روند.

همان‌گونه که انتظار می‌رفت متغیر درآمد سرانه واقعی تأثیر مثبت و معناداری بر روند مصرف برق خانگی در ایران داشته است. به‌طوری‌که یک درصد افزایش در درآمد سرانه منجر به افزایش ۰/۱۵ درصدی مصرف برق در بخش خانگی شده است.

ضریب تخمین زده شده برای متغیر بعد خانوار مؤیدان است که با افزایش اندازه خانوار، گرایش به کاربرد کمتر انرژی وجود دارد (وجد بازدهی نسبت به مقیاس). این ضریب ۰/۱۲- برآورد شده است. این امر به این معنی است که هر چه جمعیت افراد در یک واحد مسکونی بیشتر شود از حالتی که افراد در واحدهای جدا از هم زندگی کنند به دلیل وجود بازدهی نسبت به مقیاس، سرانه انرژی هر فرد کاهش می‌یابد، به‌عنوان مثال، افزایش آپارتمان‌نشینی به دلیل وجود سیستم سرمایش و گرمایش مرکزی برای کل ساختمان، نسبت به حالتی که هر واحد به‌صورت مستقل سیستم سرمایشی و گرمایشی داشته باشند، مصرف انرژی خانواده را کمتر می‌کند؛ بنابراین یک واحد مسکونی در هر صورت نیاز به سیستم گرمایشی و سرمایشی دارد. حال هر چقدر افرادی که در آن زندگی می‌کنند بیشتر باشند، سرانه مصرف انرژی کاهش می‌یابد، پس مصرف کل انرژی به سمت کاهش گرایش پیدا می‌کند.

ضریب تأثیرگذاری شاخص شدت انرژی بر مصرف برق منفی و معنادار است که نشان دهنده رابطه منفی بین شاخص شدت انرژی و مصرف برق است که با توجه به کاهش یارانه انرژی در ایران طی سال‌های گذشته این رابطه قابل پیش‌بینی و توجیه‌پذیر است. از طرفی از آنجا که شاخص شدت انرژی با تولید ناخالص داخلی رابطه معکوسی دارد و افزایش تولید ناخالص داخلی طی سال‌های مورد بررسی غالبا از طریق افزایش درآمدهای نفتی اتفاق افتاده است و با توجه به نزدیک شدن قیمت صادراتی انرژی و قیمت داخلی آن و حذف یارانه انرژی طی سال‌های گذشته، افزایش تولید ناخالص داخلی به معنای افزایش قیمت حامل انرژی در داخل و بالطبع کاهش شدت انرژی و افزایش مصرف را به دنبال دارد.

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 مدل-های پویا، روش‌های متنوعی برای غلبه بر مشکل درون‌زایی و برآورد بدون تورش مدل وجود دارد. بر اساس 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 رویکردهای مرسوم در این باب به کار بردن روش‌های مبتنی بر استفاده از متغیرهای ابزاری مانند GMM و 2SLS است.

در این قسمت نتایج مربوط به برآورد مدل پویا معادله (۱۵) با استفاده از روش‌های GMM ارائه‌شده است. جدول (۷) نتایج مربوط به برآورد مدل پویا را با استفاده از رویکرد مذکور، ارائه می‌دهد.

جدول (۷): برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم یافته

متغیر مستقل	ضریب	آماره z	سطح معنی‌داری
مصرف برق دوره قبل (EC_{it-1})	۰/۷۸	۱۱/۱۹***	۰/۰۰۰
قیمت برق (APE_{it})	-۰/۰۰۰۱	-۰/۳۶	۰/۷۱۹
قیمت گاز در فصل گرما (P_{GHEit})	۰/۰۰۲	۱/۲۸	۰/۲۰۱
قیمت گاز در فصل سرما (P_{GCEit})	-۰/۰۰۱	-۱/۰۱	۰/۳۱۱
درآمد (I_{it})	۰ /۲۲۱	۱/۲۳	۰/۲۲۰
بعد خانوار (HS_{it})	-۰/۱۸	-۱/۰۴	۰/۲۹۱
نیاز به گرمایش (HDD_{it})	۰/۰۰۸	۲/۱۱***	۰/۰۰۰
نیاز به سرمایش(CDD_{it})	-۰/۰۵	۰/۵۲	۰/۶۰۴
شاخص شدت انرژی (EL_{it})	-۰/۰۷	-۲/۶۷***	۰/۰۰۸

منبع: یافته‌های تحقیق

علامت *** نشان معنی‌داری متغیرهای تحقیق است.

در ابتدا برای آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل GMM از آزمون سارگان[1]استفاده شده است. نتایج مربوط به برآورد مدل و آزمون سارگان در جدول (۷) آمده است. همان‌طور که جدول (۷) نشان می‌دهد فرضیه صفر آزمون سارگان (متغیرهای ابزاری استفاده شده با پسماندها همبسته نیستند) را نمی‌توان رد کرد و ازاین‌رو می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل مناسب هستند. همچنین فرض صفر آزمون همبستگی سریالی که در آن جملات خطا در رگرسیون تفاضلی مرتبه اول همبستگی مرتبه دوم را نشان نمی‌دهند را نمی‌توان رد کرد.

مقدار عددی ضریب مصرف برق در سال گذشته ۰/۷۸ درصد است. به این معنی که مصرف دوره جاری خانوارها تا حدود زیادی تحت تأثیر مصرف دوره قبل است؛ یعنی عادات مصرفی خانوارهای ایرانی، اثرگذارترین عامل در تقاضای برق آنان است.

[1] Sargan Test

همچنین دیگر ضرایب نشان دهنده کشش‌های کوتاه‌مدت عوامل متأثر 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 و معنادار نبودن ضرایب قیمت برق‌وگاز، می‌توان این‌گونه استنباط کرد که مصرف واقعی برق در کوتاه‌مدت چندان تحت تأثیر قیمت واقعی برق و گاز قرار نمی‌گیرد. همچنین به دلایل مشابه، خانوارها در کوتاه‌مدت واکنش به تغییر مصرف برق به دلیل تغییر در درآمد خود نشان نمی‌دهند که این امر حاکی از عدم معناداری ضریب متغیر درامد است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تغییر بعد خانوار نیز در کوتاه‌مدت تأثیر بر مصرف خانوار ندارد که این نتیجه نیز کاملا منطقی است. چرا که در کوتاه‌مدت، بعد خانوار تغییر قابل توجهی نمی-تواند داشته باشد.

همان‌طور که در قسمت مبانی نظری مدل بیان شد کشش‌های بلندمدت نیز می‌تواند از تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت (مثلاً ضرایب لگاریتم قیمت‌ها) بر λ به دست می‌آید که به‌صورت یک منهای ضریب lnE_{t-1} به دست می‌آید در جدول (۸) کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف انرژی نسبت به قیمت برق بر اساس روش برآورد GMM آورده شده است.

جدول (۸): کشش قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت

متغیر	کشش کوتاه‌مدت	کشش بلندمدت
کشش قیمتی تقاضا	-۰/۰۳	۰/۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق

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 کشش‌تر از کوتاه‌مدت باشد. بر اساس نتایج به دست آمده کشش قیمتی تقاضا برای برق بین صفر و یک قرار دارد که اگر چه بر اساس آن، برق کالای با کششی نسبت به قیمت نیست ولی کشش آن نسبت به مقدار کوتاه‌مدت تفاوت قابل توجهی دارد.

۶- نتیجه‌گیری

این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های ایران، به برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ۳۱ استان کشور پرداخته است. خصوصا این مقاله با استفاده از برآورد دو مدل

ایستا و پویا، به ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا (قیمتی و غیرقیمتی) بر صرفه‌جویی مصرف برق در بخش خانوار کشور پرداخته است. براساس نتایج به دست آمده، مصرف برق در بخش خانگی در ایران نسبت به قیمت خودش و انرژی‌های جایگزینش مانند گاز در ۵ ماهه دوم سال چندان حساس نیست. این مسئله با توجه به یارانه‌ای بودن قیمت حامل‌های انرژی در سال‌های مورد مطالعه چندان دور از ذهن نیست.

اثر متغیرهای قیمت گاز در ۷ ماهه اول سال، نیاز به گرمایش و سرمایش (به ترتیب) در روند مصرف برق خانگی قابل توجه بوده است. ایران جز پنج کشور اول جهان به لحاظ تنوع اقلیمی است که از ۱۳ اقلیم جهان ۱۱ اقلیم در ایران وجود دارد. اختلاف دما در زمستان میان گرم‌ترین و سردترین نقطه، گاهی بیش از ۵۰ درجه سانتی‌گراد می‌شد. تنوع اقلیم و نیاز به گرمایش و سرمایش، یکی از عوامل غیرارادی پیش رو شهروندان ایرانی برای افزایش مصرف انرژی است؛ بنابراین ایجاب می‌کند که برخی از سیاست‌های غیر قیمتی نظیر ارتقا مدیریت انرژی در صنعت ساختمان، معماری بومی و اکولوژیکی سازگار با ویژگی‌های منطقه و استان، تغییر رفتار مصرف‌کننده مورد توجه قرار گیرد. بالا بودن اثر نیاز به سرمایش و گرمایش در افزایش تقاضای انرژی با توجه به بالا بودن سهم مصرف انرژی بخش خانگی، ضرورت اعمال سیاست‌های غیرقیمتی را دو چندان می‌کند.

اثر متغیر بعد خانوار مؤیدان است که 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 به‌تبع انشعابات و میزان برق کمتری نیاز است نسبت به حالتی که هر کدام از افراد دارای خانه مجزا باشند؛ به عبارت دیگر می‌توان گفت که با افزایش بعد خانوار به علت صرفه‌های ناشی از مقیاس تمایل به مصرف برق کاهش می‌یابد.

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 این‌که آیا سیاست‌های اثرگذار بر

قیمت برق می‌تواند در کاهش استفاده از آن مؤثر باشد یا خیر، می‌توان گفت که سیاست-های مربوط به تغییر قیمت حداقل در کوتاه‌مدت نمی‌تواند تأثیر چندانی بر کنترل میزان مصرف برق در بخش خانگی داشته باشد و لزوم به‌کارگیری سیاست‌های جایگزین نظیر تبلیغات و فرهنگ‌سازی درزمینه مصرف، بیش از پیش باید مورد توجه قرار گیرد.

با توجه به تنوع اقلیم و نیاز به گرمایش و سرمایش که یکی از عوامل غیرارادی پیش رو شهروندان ایرانی برای افزایش مصرف انرژی است، اجرای سیاست‌ها و اصلاحات قیمتی برای کاهش مصرف انرژی و افزایش صرفه‌جویی، اثربخش نخواهد بود و ضرورت توجه به سیاست‌های غیر قیمتی در بخش خانگی و ساختمان را ملزم می‌دارد. در این راستا پیشنهاد می‌شود، بر مبحث ۱۹ مقررات ملی ساختمان که صرفه‌جویی انرژی در بخش ساختمان را هدف قرار داده است بیش از پیش تأکید شود.

به دلیل روند بی‌رویه مصرف برق در بخش خانگی تصمیم دولت بر آن باشد که علاوه بر تبلیغات در جهت اصلاح الگوی مصرف برق، از طریق هدفمندی یارانه‌ها، به فکر واقعی کردن قیمت برق باشد تا شاید با استفاده از سیاست‌های قیمتی بتواند روی کاهش مصرف بی‌رویه برق در بخش‌های مختلف اثرگذار باشد که به نظر می‌رسد سیاست قیمتی به‌تنهایی ابزار مناسبی نیست.

سیاستگذاران کشور علاوه بر سیاست‌های قیمتی به سیاست‌های غیرقیمتی نیز در جهت نزدیکتر کردن مقدار مصرف و کارایی در مصرف حامل‌های انرژی به سطح متوسط منطقه ای و جهانی توجه کنند؛ مسئولان برنامه‌ریزی قبل از هرگونه تصمیم‌گیری جهت بهبود کارایی در مصرف حامل‌های انرژی، آثار مختلف اقتصادی ناشی از این سیاست‌ها همانند تغییر تولیدات بخشی و تغییر تولید ناخالص داخلی را مد نظر قرار دهند. ذکر این نکته نیز ضروری است که عادات مصرفی و فرهنگ مصرفی در کشور از نقش موثری در به ثمر نشستن سیاست بهبود در کارایی مصرف انرژی و اعمال سیاست های غیرقیمی برخوردار هستند که بایستی مورد توجه جدی قرار گیرند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. اسلامی اندارگلی مجید، صادقی، حسین و محمدی خبازان محمد (۱۳۹۲). تأثیر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از جدول داده-ستانده. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۳(۲)، ۸۵-۱۰۶.

۲. جلایی، سید عبدالمجید، جعفری، سعید و انصاری لاری، صالح (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. *اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط‌زیست و انرژی)*، ۲(۸)، ۹۲-۶۹.

۳. حمیدی رزی، داود، رنج پور، رضا و متفکر آزاد، محمد علی (۱۳۹۸). بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی در بین استان‌های کشور: رهیافت داده‌های پانلی پویا. *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۷(۱). ۸۶-۶۳.

۴. دیوانبگی، مژده (۱۳۹۵). *بررسی نقش سیاست‌های غیرقیمتی در بهینه‌سازی مصرف انرژی در ایران*. پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد اقتصاد محیط‌زیست، دانشگاه کردستان.

۵. شاه مرادی اصغر، حقیقی، ایمان و زاهدی، راضیه (۱۳۹۰). بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی در ایران: رویکرد CGE. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۹(۵۷)، ۳۰-۵.

۶. شریف آزاده، محمدرضا و اسماعیل نیا، علیرضا (۱۳۸۵). ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا (قیمتی و غیرقیمتی) بر صرفه‌جویی مصرف انرژی در کشور با استفاده از مدل یکپارچه انرژی. *آینده‌پژوهی مدیریت*، ۱۸، ۳۲-۱۹.

۷. علیرضایی، ابوتراب و تولایی، روح‌الله (۱۳۸۷). مدیریت بهره‌وری از طریق اصلاح الگوی مصرف در بخش تقاضای انرژی کشور. *مدیریت منابع انسانی در صنعت نفت*، ۲(۴)، ۳۱-۵۹.

۸. محمدی، تیمور، خورسندی، مرتضی و فولادی مقدم، شهاب الدین (۱۳۹۵). برآورد تابع تقاضای برق خانگی دارای پارامتر متغیر طی زمان رهیافت فضا-حالت. *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، ۴(۱)، ۱۴۰-۱۱۹.

۹. مرکز ملی آموزش مدیریت انرژی، معرفی مرکز ملی آموزش مدیریت انرژی در صنعت کشور، معاونت امور برق و انرژی وزارت نیرو جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۷).

۱۰. یزدانی کیا، هادی (۱۳۹۱). رابطه بین ساختار مصرف انرژی و ساختار اقتصادی با شدت انرژی در ایران، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد اقتصاد محیط‌زیست، تهران، دانشگاه علامه طباطبایی.

1- Alirezaei, A. T., & Tulaei, R. A. (2008). Productivity management by modifying the consumption pattern in the country's energy demand. *Human Resource Management in the Oil Industry, 2*(4), 31-59 (In Persian)

2- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.

3- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, *68*(1), 29-51.

4- Alberini, A., & Filippini, M. (2011). Response of residential electricity demand to price: The effect of measurement error. *Energy economics*, *33*(5), 889-895.

5- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, *87*(1), 115-143.

6- Bohlmann, J. A., & Inglesi-Lotz, R. (2021). Examining the determinants of electricity demand by South African households per income level. *Energy Policy*, *148*, 111901.

7- Broin, E. Ó., Nässén, J., & Johnsson, F. (2015). Energy efficiency policies for space heating in EU countries: A panel data analysis for the period 1990–2010. *Applied Energy*, *150*, 211-223.

8- Broin, E. Ó., Nässén, J., & Johnsson, F. (2015). The influence of price and non-price effects on demand for heating in the EU residential sector. *Energy*, *81*, 146-158.

9- Chindarkar, N., & Goyal, N. (2019). One price doesn't fit all: An examination of heterogeneity in price elasticity of residential electricity in India. *Energy Economics*, *81*, 765-778.

10- Divanbagi, M. (2016). *Investigating the role of non-price policies in optimizing energy consumption in Iran.* Master Thesis in Environmental Economics, University of Kurdistan (In Persian).

11- Emodi, N. V., Chaiechi, T., & Alam Beg, A. R. (2018). The impact of climate change on electricity demand in Australia. *Energy & Environment*, *29*(7), 1263-1297.

12- Eslami Andargoli, M., Sadeghi, H., & Mohammadi Khabazan, M. (2013). The effect of energy carrier price correction on different economic sectors using data-output table. *Research on Sustainable Growth and Development (Economic Research), 13*(2), 85-106 (In Persian).

13- Eghbali, L. Ranjpour, R., & Sadeghi, k. (2020). Granger Causality Analysis of Energy Consumption and Value Added in Industrial Sub-Sectors

of Iran: A Bootstrap Panel Approach. . *Journal of Applied theories of economics*, 7(3), 99-130.

14- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of international Economics*, *41*(3), 351-366.

15- Hamidi Rozi, D., Ranjpour, R., & Motafaker Azad, M. A. (2019). Investigating the Effectiveness of Price Policies for Improving the Energy Consumption Pattern among the Provinces of the Country: A Dynamic Panel Data Approach. *Economic Progress Policy, 7*(1). 86-63 (In Persian).

16- Jalaei, S. A. M., Jafari, S., & Ansari Lari, S. (2013). Estimation of household electricity demand function in Iran using provincial panel data. *Iranian Energy Economics (Environmental and Energy Economics), 2*(8), 69-92 (In Persian).

17- Jones, R. V., & Lomas, K. J. (2015). Determinants of high electrical energy demand in UK homes: Socio-economic and dwelling characteristics. *Energy and Buildings*, *101*, 24-34.

18- Kao, C. (1999). Tests of dividend signaling using the Marsh-Merton model: a generalized friction approach. *Journal of Business*, 45-68.

19- Labandeira, X., Labeaga, J. M., & López-Otero, X. (2017). A meta-analysis on the price elasticity of energy demand. *Energy policy*, *102*, 549-568.

20- Latif, E. (2015). A panel data analysis of the demand for electricity in Canada. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy*, *34*(3), 192-205.

21- Levin, A., & Lin, C. F. (1992). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24.

22- Liddle, B., & Huntington, H. (2021). How prices, income, and weather shape household electricity demand in high-income and middle-income countries. *Energy Economics*, *95*, 104995.

23- Mohammadi, T., Khorsandi, M., & Fooladi Moghadam, Sh. A. (2015). Estimation of household electricity demand function with variable parameter during space-state approach time. *Economic Progress Policy, 4*(1), 119-140 (In Persian).

24- Oh, S. H. (1996). Differential expression of bone morphogenetic proteins in the developing vestibular and auditory sensory organs. T*he Journal of neuroscience, 16*(20), 64-75.

25- Shah Moradi, A., Haghighi, I., & Zahedi, R. (2011). Investigating the effects of rising energy carrier prices and cash subsidies in Iran: The CGE approach. *Economic Research and Policy*, *19*(57), 5-30 (In Persian).

26- Sharif Azadeh, M. R., & Esmail Nia, A. R. (2006). Assessing the impact of demand management policies (price and non-price) on energy saving in the country using an integrated energy model. *The Future of Management*

Research, 18, 19-32 (In Persian).

27- Ullah, A., Neelum, Z., & Jabeen, S. (2019). Factors behind electricity intensity and efficiency: An econometric analysis for Pakistan. *Energy Strategy Reviews*, *26*, 100371.

28- Woo, C. K., Liu, Y., Zarnikau, J., Shiu, A., Luo, X., & Kahrl, F. (2018). Price elasticities of retail energy demands in the United States: New evidence from a panel of monthly data for 2001–2016. *Applied energy*, *222*, 460-474.

29- Wu, D. K. (1996). Differential expression of bone morphogenetic proteins in the developing vestibular and auditory sensory organs. *The Journal of neuroscience*, *16*(20), 63-75.

30- Yazdani Kia, H. (2012). *Relationship between energy consumption structure and economic structure with energy intensity in Iran.* Master Thesis in Environmental Economics, Tehran, Allameh Tabatabaei University (In Persian).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی