Journal of Development and Capital
Shahid Bahonar University of Kerman
Iranian Electronic Commerce Association
Print ISSN: 2008-2428 Online ISSN: 2645-3606

Estimating the Short and Long Term Effects of Electricity Price on Household Electricity Demand in Iranian Provinces

Akram Derikvand[¯]
Heshmatollah Asgari[¯¯]

Abstract

Objective: The energy sector has always been considered as one of the key and influential sectors in the country's economy and the analysis of the interaction effects of this sector or other productive sectors and the impact of decisions and policies related to those sectors and various economic factors such as households is very It is important. In the Iranian economy, energy carriers, especially electricity, are subject to subsidies and The government provides electricity to the people at a price far below cost.

Therefore, it always incurs heavy costs for providing hidden subsidies. according to the Law on Targeted Subsidies, the government is obliged to liberalize the prices of various energy carriers, including electricity, in stages, and this liberalization has always acted as a shock, and this shock will have several effects on electricity demand. Therefore, the purpose of this study is to estimate the short-term and long-term effects of electricity prices on household electricity demand in the provinces of Iran.

Methods: This study uses experimental data to study and estimate the response of household electricity demand to electricity prices in the provinces of Iran based on the ARDL panel method in the period 1991 to 2014. For this purpose, the household electricity demand function is a function of the average current price of electricity, the average current price of natural gas as a substitute, the number of hot days of the year and the average household income. In order to investigate the effect of electricity price shocks, the electricity price variable has been divided into two variables, electricity price shock and electricity price trend, using the Hodrick Prescott filter.

Results: The results of model fit show that price shock elasticity is in the short run (-0.06) and in the long run the price elasticity is (-0.38). The price elasticity is in the short run (-5.39) and in the long run (-52.40). In addition, the findings show that the consumption of the previous period always has a positive and significant effect on electricity consumption of the current period. as one unit of increase in electricity consumption in the previous period, causes an increase of 0.32 units of electricity consumption in the current period. Gas price as a substitute commodity also has a positive and significant effect on electricity consumption in the household sector in the same period, the variable coefficient of electricity price (trend) has a negative and significant effect on electricity consumption in the current period in the household sector.

Journal of Development and Capital, Vol. 5, No.2, Ser. 9, 31-45.
[¯] M.A of Economics, University of Ilam, Ilam, Iran. (Email: ak_derikvand@yahoo.com).
[¯¯] **Corresponding Author**, Associate Professor of Economics, University of Ilam, Ilam, Iran. (Email: he.asgari@gmail.com).
Submitted: 3 September 2019 Accepted: 9 September 2020
Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.
DOI: 10.22103/jdc.2020.14660.1079
©The Authors.

Abstract

Conclusion: This study shows that in Iran, electricity for home consumers is a short-term commodity and a long-term commodity in the long run and the short-run and long-run income trend suggests that electricity is a normal commodity among home consumers. Cross-tensile examination of the gas indicates that the gas is a traction product and a substitute for electricity. Examination of the effect of temperature also shows that this variable will have a positive effect on power consumption. The error correction study also shows that in each period, 69% of the imbalance in household electricity demand is moderated and moves to the long run. Examination of the error correction factor also shows that in each period, 69% of the imbalance in household electricity demand is adjusted and moves towards a long-term value. The study of the effect of air temperature also shows that with increasing air temperature, the amount of electricity consumption in the residential sector increases. The results also show that the percentage of urban population has a positive effect on electricity consumption in the household sector but is not statistically significant.

Keywords: *Electricity Demand, Shock, Household Sector*.
JEL Classification: C22, R21, Q48, Q41.

Cition: Asgari, H., Derikvand, A. (2020). Estimating the short and long term effects of electricity price on household electricity demand in Iranian provinces. *Journal of Development and Capital*, 5(2), 31-45 [In Persian].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

توسعه و سرمایه
شاپا چاپی: ۲۴۲۸-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۲۶۰۶-۲۶۴۵

برآورداثرات کوتاه مدت و بلندمدت قیمت برق بر تقاضای برق خانگی در استان‌های ایران

اکرم دریکوند[*]
حشمت‌الله عسگری[**]

چکیده

هدف: بخش انرژی همواره به‌عنوان یکی از بخش‌های کلیدی و اثرگذار در اقتصاد کشور مطرح بوده و تحلیل اثرات متقابل این بخش یا سایر بخش‌های تولیدی و نحوه تأثیر تصمیمات و سیاست‌گذاری مربوط به آن بخش‌ها و عوامل اقتصادی مختلف نظیر خانوارها بسیار مهم است. در اقتصاد ایران حاملهای انرژی و بویژه برق مشمول پرداخت یارانه می‌شود و دولت برق را با قیمتی به مراتب پایین‌تر از قیمت تمام شده آن در اختیار مردم قرار می‌دهد و لذا برای تامین یارانه پنهان همواره هزینه‌های سنگینی را متحمل می‌شود. مطابق قانون هدفمندی یارانه‌ها دولت مکلف به آزادسازی قیمت انواع حامل‌های انرژی از جمله برق بصورت مرحله ای است و این آزادسازی همواره بعنوان یک شوک عمل کرده و این شوک تأثیرات متعددی بر تقاضای برق خواهد گذاشت و از این رو هدف این تحقیق بررسی برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت برق بر تقاضای برق خانگی در استان‌های ایران است.

روش: این مطالعه با استفاده از داده های تجربی به برررسی و برآورد واکنش تقاضای برق خانگی نسبت به قیمت برق در استان‌های ایران بر اساس روش پانل **ARDL** در دوره زمانی۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ می‌پردازد. به این منظور تابع تقاضای برق خانگی، تابعی از متوسط قیمت جاری برق، متوسط قیمت جاری گاز طبیعی به‌عنوان کالای جانشین، تعداد روزهای گرم سال و متوسط درآمد خانوار در نظر گرفته شده است. به‌منظور بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی برق، متغیر قیمت برق با استفاده از پالایه هودریک پرسکات به دو متغیر شوک قیمت برق و روند قیمت برق تقسیم‌شده است.

یافته‌ها: نتایج حاصل از برازش مدل نشان می‌دهد کشش شوک قیمتی در کوتاه‌مدت (۰/۰۶-) و در بلندمدت کشش قیمتی (۲/۳۸-) است. همچنین کشش روند قیمتی در کوتاه‌مدت (۵/۳۹-) و در بلندمدت (۵۲/۴۰-) است. علاوه بر این یافته‌ها نشان می‌دهد همواره مصرف دوره پیشین بر مصرف برق دوره جاری تأثیر مثبت و معناداری دارد به‌طوری که یک واحد افزایش در مصرف برق در دوره گذشته، باعث افزایش ۰/۳۲ واحدی مصرف برق در دوره جاری می‌شود. قیمت گاز به‌عنوان یک کالای جانشین نیز اثر مثبت و معناداری بر مصرف برق بخش خانگی در همان دوره دارد، ضریب متغیر قیمت برق (روند) اثر منفی و معناداری بر مصرف برق دوره جاری در بخش خانگی دارد. بدین معنا که با افزایش این متغیر به میزان یک واحد در هر دوره، مصرف برق بخش خانگی به میزان ۵۰/۵۶ واحد در همان دوره کاهش خواهد یافت.

توسعه و سرمایه، دورهٔ پنجم، شمارهٔ ۲، پیاپی ۹، صص. ۳۱ تا ۴۵

[*] کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. (رایانامه: ak_derikvand@yahoo.com).

[**] **نویسندهٔ مسئول**، دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. (رایانامه: he.asgari@gmail.com).

تاریخ دریافت: ۹۸/۶/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۹/۶/۱۷

دانشکدهٔ مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jdc.2020.14660.1079
©The Authors.

نتیجه‌گیری: این بررسی نشان می‌دهد که در ایران، برق برای مصرف‌کنندگان خانگی در کوتاه‌مدت کالایی کم‌کشش و در بلندمدت کالایی با کشش محسوب می‌شود. و کشش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیانگر این است که برق یک کالای نرمال در بین مصرف‌کنندگان خانگی است. بررسی کشش متقاطع گاز بیانگر این است که گاز کالای کم‌کشش و جانشین برق است. بررسی ضریب تصحیح خطا نیز نشان می‌دهد که در هر دوره ۶۹ درصد از عدم تعادل در تقاضای برق خانگی تعدیل‌شده و به سمت مقدار بلندمدت حرکت می‌کند. بررسی تأثیر دمای هوا نیز نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در بخش مسکونی افزایش می‌یابد. بررسی تعداد مشترکین برق نیز نشان می‌دهد که با افزایش تعداد مشترکین در بخش خانگی مصرف برق در این بخش افزایش می‌یابد. و همچنین نتایج بیان می‌کنند که درصد جمعیت شهرنشینی تأثیر مثبتی بر میزان مصرف برق در بخش خانگی دارد ولی از لحاظ آماری معنادار نیست.

واژه‌های کلیدی: *تقاضای برق، شوک، بخش خانگی.*

طبقه‌بندی JEL : C22، R21، Q48، Q41.

استناد: عسگری، حشمت‌الله؛ دریکوند، اکرم. (۱۳۹۹). برآورد اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت برق بر تقاضای برق خانگی در استان‌های ایران. *توسعه و سرمایه*، ۵(۲)، ۴۵-۳۱.

مقدمه

بخش انرژی یکی از مهم‌ترین اجزاء زیربنای اقتصادی جامعه است و تداوم فعالیت‌ها در بخش‌های تولیدی و خدماتی و بهبود سطح زندگی مردم مستلزم تأمین اشکال گوناگون انرژی به مقدار کافی است (باباخانی، ۱۳۷۵).

از آنجاکه ساختار سیاسی و اقتصادی کشورها به چگونگی دسترسی آنها به انرژی، نحوه مصرف و قیمت آن بستگی دارد، بنابراین انرژی و مسائل مربوط به آن در کلیه جهت‌گیری‌ها، سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌های توسعه عمیقاً تأثیرگذار است. موتور محرک تحول اقتصادی کشورها، امنیت انرژی و سهولت دسترسی به آن است. استفاده از سبد انرژی با ترکیب‌های گوناگون علاوه بر امنیت انرژی، توجیه‌پذیری اقتصادی برخی از انواع انرژی نسبت به سایر انواع آن را مطرح می‌کند. استفاده از سبد عرضه انرژی با ترکیبات گوناگون، استفاده از انرژی با ملاحظات محیط‌زیستی که کمترین هزینه زیست‌محیطی را به همراه داشته باشد و همچنین قیمت‌گذاری صحیح انرژی که مصرف بهینه انرژی را به همراه دارد، از مباحث حائز اهمیت در این زمینه است. قیمت‌گذاری انرژی در ارتقای فرآیندهای تولیدی بخش‌های مختلف تولیدی مانند صنعتی، معدنی و کشاورزی و همچنین در ارتقای فرآیندهای خدماتی که همگی موجب توسعه اقتصادی کشور می‌شوند، مؤثر است (وزارت نیرو، ترازنامه انرژی، ۱۳۸۹). کالای برق از عمده اقلام انرژی مورد مصرف مردم است که و همواره با قیمتی پایین‌تر از قیمت تمام شده توسط دولت در اختیار خانوارهای قرار می‌گیرد. باتوجه به اینکه قیمت برق در ایران با قیمت واقعی آن فاصله زیادی دارد و دولت یارانه پنهانی را متقبل می‌شود، این موضوع همواره شوک‌های قیمتی را تهدید می‌کند و لذا بررسی اثرات احتمالی شوک در قیمت برق توسط برنامه‌ریزان اجتناب‌ناپذیر است. در این مطالعه به بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی بر تقاضای برق در بخش خانگی استان‌های کشور پرداخته می‌شود.

از این رو ابتدا به بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود، سپس در ادامه به معرفی مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها و در پایان به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری موضوع پرداخته می‌شود.

مبانی نظری تحقیق

بخش انرژی همواره به‌عنوان یکی از بخش‌های کلیدی و اثرگذار در اقتصاد کشور مطرح بوده و تحلیل اثرات متقابل این بخش یا سایر بخش‌های تولیدی و نحوه تأثیر تصمیمات و سیاست‌گذاری مربوط به آن بخش‌ها و عوامل اقتصادی مختلف نظیر خانوارها بسیار مهم است.

تقاضای انرژی یکی از مباحث اصلی در اقتصاد منابع طبیعی محسوب می‌شود. اهمیت مسائل انرژی، مخصوصاً در بعد تقاضا، اقتصاددانان را بر آن داشته است که با استفاده از روش‌های گوناگون آماری اقتصادسنجی و سایر آن به بررسی رفتار مصرف‌کنندگان انرژی بپردازد. معمولاً متغیر قیمت ازجمله ابزارهای مهمی است که از آن می‌توان برای مدیریت مصرف و تقاضای حامل‌های انرژی استفاده کرد. گرچه ایران به‌عنوان یکی از کشورهای تأمین‌کنندهٔ انرژی جهان به شمار می‌رود و دارای ذخایر فراوانی است، اما برای کنترل مصرف آن در ایران، تعیین رابطهٔ بین تقاضای حامل‌های انرژی و قیمت آن از اهمیت بالایی برخوردار است (فلاحتی و هاشمی، ۱۳۸۹). از طریق تحلیل تابع تقاضای یک کالا می‌توان به چگونگی سیاست تغییر قیمت‌ها بر روی تقاضای آن کالا پی برد. بر اساس نظریه‌های اقتصادی بین مصرف حامل‌های انرژی و قیمت آنها رابطه منفی وجود دارد. به‌طوری‌که مثلاً با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و ثابت ماندن قیمت سایر عوامل و نیز با فرض جانشینی بین عوامل تولید، مصرف حامل‌های انرژی کاهش خواهد یافت، و همچنین با کاهش قیمت حامل‌های انرژی انتظار می‌رود که تقاضای آن افزایش یابد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۹).

افزایش قیمت حامل‌های انرژی از طریق دو اثر جانشینی و درآمدی تقاضای آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد و میزان این تأثیر با استفاده از مفهوم کشش قیمتی قابل بررسی است. اگرچه از نقطه‌نظر اقتصادی، قاعده کلی برای تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی با کالاهای دیگر تفاوتی ندارد (باتاچاریا[1]، ۲۰۱۱). اما مفهوم کشش قیمتی انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از جهاتی با کالاهای دیگر متفاوت است، چرا که مشخصه مهم تقاضای انرژی وجود تجهیزات کاراتر و اقدام کردن به بهینه‌سازی مصرف انرژی مانند عایق‌بندی، زمان بیشتری مورد نیاز است. بنابراین زمان به‌عنوان یک عامل مؤثر بر کشش قیمتی تقاضای حامل‌های انرژی مطرح است (اکبری، ۱۳۹۳).

تقاضا[2] مقدار کالا یا خدمتی است که با توجه به قیمت و سایر عوامل در هر دوره خریداری می‌شود. تابع تقاضا از طریق مسئلهٔ بهینه‌سازی مقید استنتاج می‌شود. درصورتی‌که تابع مطلوبیت به‌عنوان تابع هدف، مشروط بر محدودیت بودجه حداکثر شود، تابعی به دست می‌آید که به آن تابع تقاضای معمولی یا مارشالی گفته می‌شود. به عبارت ریاضی داریم:

$$Max\ u = f(q_1, q_2, \ldots, q_n) \qquad (۱)$$
$$s.t: \sum_{i=1}^{n} p_i q_i = I$$

که در آن q_i مقدار محصول (کالای) i ام، p_i قیمت محصول (کالای) i ام بوده و I و u نیز به ترتیب بیانگر کل درآمد و مطلوبیت هستند (هندرسون کوانت، ۱۳۸۱، ص ۶۴):

$$q_i = q_i\,(p_1, p_2, \ldots, p_n, I, e) \qquad (۲)$$

که در آن q_i ها مقادیر مصرف‌شده کالاها به‌عنوان متغیر درون‌زا تابعی از قیمت کالاها، (p_i)، متغیر درآمد (I) و سایر متغیرها (e) است. لذا طبق تعریف، تابع تقاضا عبارت است از مقادیر مختلف کالاها و خدماتی که فرد در مقطع معین، به فرض ثابت بودن سایر عوامل، مایل به خرید آن است. این تابع نشان‌دهنده مقدار کالایی است که با توجه به قیمت‌های مختلف آن کالا و درآمد شخص خریده می‌شود. با فرض ثابت بودن قیمت کالاهای مرتبط، درآمد و سلیقه مصرف‌کنندگان، قانون تقاضا به این معنی است که مقدار تقاضا برای یک کالا تابعی نزولی از قیمت آن کالا است. (هندرسون کوانت، ۱۳۸۱، صص ۳۵-۳۲). بر این اساس میزان کالایی که مصرف‌کنندگان بر اساس سلیقه و ترجیحات خود حاضرند از کالای X از بازار خریداری کنند به چند عامل بستگی دارند که عبارت‌اند از: قیمت کالا (P_X)، تعداد مصرف‌کنندگان (n)، درآمد مصرف‌کنندگان (I)، قیمت کالای وابسته (P_n) و حدود کالاها و خدمات در دسترس مصرف‌کنندگان (R) و سایر متغیرهای تأثیرگذار نظیر انتظارات، شرایط جوی، جنگ، بحران اقتصادی و ...، لذا فرم کلی تابع تقاضا را می‌توان به‌صورت معادله زیر نوشت:

$$q_x = q_x\,(P_X, P_n, I, N, R, \ldots) \qquad (۳)$$

در کارهای تجربی خاص به دلیل مشکلات ممکن در تهیهٔ آمار و انتخاب مناسب تابع مطلوبیت، استخراج تابع تقاضا با استفاده از تابع مطلوبیت با مشکلات و پیچیدگی‌هایی همراه است. از این رو، معمولاً از توابع تقاضای رگرسیونی خطی در حالت‌های غیر دستگاهی یا منفرد استفاده می‌شود. برای تصحیح یک تابع تقاضای کالای خاص، بر اساس مبانی نظری، رابطه تبعی میان تقاضای آن کالا با قیمت آن و قیمت یک یا چند کالای مکمل و جانشین، درآمد و سایر عوامل مؤثر تعریف می‌شود و سپس این تابع برآورد می‌گردد. به لحاظ تجربی، می‌توان تابع تقاضای منفرد را در صورت‌های گوناگون خطی، نمایی و لگاریتمی تصریح کرد (باقری، ۱۳۸۰).

پیشینهٔ تحقیق

اولین مطالعه در زمینه انرژی در ایران توسط مؤسسه تحقیقاتی استنفورد در اواخر دهه ۴۰ شمسی صورت گرفت و گزارش نهایی در سال ۱۳۵۶ تهیه و ارائه شد. در این پژوهش کشش قیمتی تقاضای برق در بخش خانگی بین ۲- تا ۰/۱۴- پیش‌بینی شده است.

لطفعلی‌پور و لطفی (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر تقاضای برق را در استان خراسان بین سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۵۵ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها حاکی از آن است که قیمت برق و هزینه‌های خانوار تأثیر معناداری بر مصرف برق ندارد. انرژی برق و سایر سوخت‌های جایگزین (گاز) نمی‌توانند به راحتی جایگزین یکدیگر شوند. بر اساس برآورد آنها کشش‌های قیمتی و درآمدی برق بی‌معنی بوده و همچنین کشش تقاضای برق نسبت به مصرف دوره قبل معنادار بوده و مقدار بالایی را نشان می‌دهد.

عباسی و رضازاده (۱۳۸۹) اثرات شوک‌های قیمتی و درآمدی بر تابع تقاضای برق در ایران طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۱) را بررسی کردند. طبق نتایج حاصل از برآورد مدل، کشش قیمتی تقاضای برق کشور ناچیز و برابر ۰/۰۴۳- است که حاکی از رابطه عکس بین تقاضای برق و قیمت آن است و نیز کشش درآمدی تخمین زده‌شده برابر ۰/۰۸۸ است.

چگنی‌آشتیانی و جلولی (۱۳۹۱) با استفاده از داده‌های سری زمانی و مدل‌های پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیعی و ساز و کار تصحیح خطا، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل تقاضای انرژی الکتریکی کل کشور را برآورد کردند. بر اساس نتایج حاصله، بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت، به دست آمد.

رنگریز و پشوتنی‌زاده (۱۳۹۳) با استفاده از مجموعه اطلاعات جمع‌آوری شده از مشترکان خانگی شرکت توزیع برق منطقه‌ای تهران در دوره زمانی مرداد ماه سال ۱۳۷۹ تا آبان ماه سال ۱۳۹۱ بررسی تابع تقاضای در شهر تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تقاضا برای برق نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت بی‌کشش است.

آرمن و منصوری (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۰ و روش هم‌جمعی ARDL به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت برق در شهر اهواز پرداخته است. نتایج برآوردنشان می‌دهد که برق برای مصرف‌کنندگان خانگی و تجاری کالایی باکشش محسوب می‌شود. همچنین مقایسه کشش‌های قیمتی خانگی و تجاری نشان می‌دهد که مصرف‌کنندگان بخش خانگی به قیمت‌های شوک برق و مصرف‌کنندگان بخش تجاری به روند قیمت برق واکنش بیشتری نشان می‌دهند.

ورهرامی و موحدیان (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پنل پویا طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۹۳ به برآورد تقاضای انرژی الکتریکی در بخش خانگی شهرستان‌های منتخب استان تهران (تهران، ورامین، فیروزکوه و دماوند) پرداختند. نتایج برآورد مدل در کوتاه مدت بیانگر این است که با افزایش یک درصد قیمت برق، ۴۲٪ از تقاضای برق کاهش می‌یابد. تأثیر قیمت انرژی جانشین مانند گاز بر مصرف برق اندک است. بین تقاضا و درآمد خانوار نیز یک رابطه مثبت معناداری وجود دارد نتایج برآورد مدل در بلندمدت حاکی از آن است که تغییر قیمت برق، تقاضای برق را ۲/۱- درصد تغییر می‌دهد. و با افزایش یک درصد درآمد، تقاضای برق ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد.

قره‌باغی و امامی میبدی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به برآورد و بررسی تابع تقاضای برق ایران در ۳ بخش صنعت، خانگی و کشاورزی پرداختند. نتایج تحقیق گویای این است کهارتباط معناداری بین مصرف انرژی الکتریکی با تعداد مشترکین بویژه در بخش خانگی و ارزش افزوده در بخش صنعت وجود دارد. همچنین شاخص قیمت انرژی محاسبه شده در این تحقیق نشانگر عدم وجود جانشین مؤثر و قوی برای برق در هر ۳ بخش است.

مطالعات خارجی

زیرامبا (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای تقاضای برق مسکونی در آفریقای جنوبی طی ۲۰۰۵-۱۹۷۸ را بررسی کرد. در این پژوهش تقاضای برق مسکونی بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از مدل (ARDL) تخمین زده شده است. که در آن تابع تقاضای برق مسکونی تابعی از متغیرهایی چون محصول ناخالص ملی سرانه و قیمت واقعی برق در نظر گرفته شده است؛ نتایج نشان می‌دهد که برق یک کالای نرمال است. کشش درآمدی بلندمدت ۰/۳۱ و کشش قیمتی ۰/۱۱ است و علامت منفی دارد و ازنظر آماری ناچیز است.

آتوکورولا و ویلسون (۲۰۱۰) به برآورد تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت برای برق در سری‌لانکا در دورهٔ ۲۰۰۷-۱۹۶۰ پرداخته است. با استفاده از مدل تصحیح خطا Ecm کشش‌های قیمتی و درآمدی و متقاطع به ترتیب ۰/۷۸ و

۰/۶۲- و ۰/۱۴ برآورد کردند؛ و کشش کوتاه‌مدت نیز برای آنها به‌ترتیب ۰/۳۲ و ۰/۱۶- و ۰/۱۰ به دست آمد. یکی از یافته‌های اصلی این پژوهش این است که: افزایش قیمت برق یک ابزار مناسب برای کاهش بیشتر مصرف نیست.

آلبرینی و فیلیپینی (۲۰۱۱) 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 که واکنش تقاضای برق در آمریکا، نسبت به تغیر قیمت بسیار اندک است.

مین لیم، یه لیم و هون یو (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی کشش کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق در کره در بخش خدمات پرداختند. این مقاله تابع تقاضای برق را با استفاده از داده‌های پنل برای دورهٔ ۲۰۱۱-۱۹۷۰ و با استفاده از مدل ECM مورد بررسی قرار دادند. کشش قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۴۲۱- و ۱/۰۰۲- و کشش درآمدی درکوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۸۵۵ و ۱/۰۹ برآورد گردید.

اریک کاردلا و بردلی یوینگ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی نوسانات قیمت برق بر تقاضای مصرف‌کنندگان پرداختند. آنها دو سناریو طراحی کردند: (الف) برنامه‌ای که در آن برق از زغال سنگ و یا گاز طبیعی تولید می‌شود. و سناریوی (ب) طرحی که در آن برق از طریق باد یا سیستم خورشیدی قابل تجدیدپذیر باشد. بطورکلی نتایج آنها نشان می‌دهد که نوسانات قیمت در برنامه‌های برق مسکونی هم در طرح الف و هم در طرح ب بطور قابل ملاحظه‌ای تقاضای مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داد.

معرفی مدل

در این تحقیق از فرم زیر برای برآورد تابع تقاضای برق استفاده گردیده است.

$$q_x \cong q_x + P_x, P_n, I, H, \qquad (۴)$$

که در آن قیمت کالا (P_x)، درآمد مصرف‌کنندگان (I)، قیمت کالای جانشین (p_n)، شرایط جوی (H) و تمامی متغیرها به‌صورت لگاریتم است. اگر y متغیر وابسته و X بردار متغیرهای مستقل باشد و (ε_t) جز پسماند است. فرم تخمین روش ARDL به‌صورت زیر است:

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_1 Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در این صورت معادلهٔ مذکور با لحاظ متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت زیر برآورد خواهد شد:

$$qh_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_1 qh_{i,t-j} \sum_{j=0}^{k} \beta_2 ph_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_3 pg_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_4 iu_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_5 nh_{i,t-j} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

نکته مهم در برآورد همجمعی از روش ARDL، موجود بودن رابطهٔ بلندمدت در متغیرها است. در غیر این صورت به دست آوردن رابطهٔ هم‌جمعی از این روش غیرقابل اعتماد خواهد بود. پس از تأیید بردار همجمعی و استخراج روابط بلندمدت رابطهٔ تصحیح خطای برآورد می‌شود.

مدل تصحیح خطای به‌منظور ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به نوسانات بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق از فرم زیر برای برآورد مدل تصحیح خطا استفاده گردیده است (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۰، ص ۲۹۰).

$$qh_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{k} \beta_1 qh_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_2 ph_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{k} \beta_3 pg_{i,t-j} + \qquad (۷)$$

$$\sum_{j=0}^{k}\beta_4 iu_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{k}\beta_5 nh_{i,t-j} + \lambda ecm(-1) + \varepsilon_t \quad -1<\lambda<0$$

ضریب تصحیح خطا در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود که انتظار می‌رود چنین باشد و مقدار آن باید بین (۱- و ۰) باشد، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

داده‌ها و جامعهٔ آماری

دورهٔ زمانی مورد بررسی ۱۳۹۳- ۱۳۷۰ است و مقاطع موردبررسی کلیه استان‌های ایران است. به‌منظور برآورد تابع تقاضای برق در استان‌های ایران در این تحقیق با استفاده از مراجعه به کتب و انتشارات مربوط به وزارت نیرو و همچنین ازطریق سیستم دستیابی به آمار و اطلاعات در سایت وزارت نیرو و همچنین سایت مرکز آمار ایران و مراجعه به سازمان هواشناسی کشورداده‌ها جمع‌آوری شده است. همچنین قیمت‌ها در این تحقیق براساس قیمت پایه سال ۱۳۹۰ است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

جدول ۱. متغیرهای به کار گرفته شده در تحقیق حاضر به همراه تعریف، و علامت انتظاری

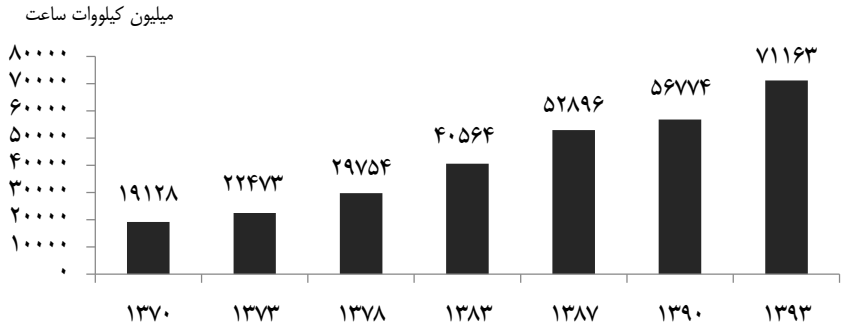
متغیر	تعریف متغیر و توضیحاتمرتبط با آن	علامت انتظاری
QH	لگاریتم طبیعی میزان مصرف برق به کیلووات ساعت در بخش خانگی در استان‌های کشور	+
NH	لگاریتم طبیعی تعداد روزهای گرم سال با دمای بیشتر از ۳۰ درجه	+
PG	لگاریتم طبیعی قیمت واقعی گاز طبیعی	+
IU	لگاریتم طبیعی متوسط درآمد خانوارهای شهری	+
PH	لگاریتم طبیعی قیمت واقعی برق که به دو متغیر شوک قیمت برق (PHNT) و روند قیمت برق (PHT) تقسیم می‌شود	-

آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل به شرح جدول ذیل است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای مورداستفاده در مدل

	QH	NH	IU	PG	PHNT	PHT
میانگین	۲۰/۴۲۸۸	۱۲۱/۴۷۶۷	۱۳/۸۸۲۹	۲/۵۰۷۲	-۴/۱۷۱۱	۲/۵۵۸۵
میانه	۲۰/۳۶۳۹	۱۲۲/۰۰۰۰	۱۳/۸۹۴۴	۲/۲۵۳۰	-۰/۰۵۰۲	۲/۵۸۰۵
حداکثر	۲۳/۲۴۱۲	۲۶۹/۰۰۰۰	۱۶/۲۸۳۸	۵/۹۵۰۰	۱/۰۶۳۱	۲/۸۳۶۲
حداقل	۱۷/۷۹۳۳	۱/۰۰۰۰۰۰	۱۱/۰۶۳۸	۱/۱۱۸۸	-۰//۵۸۸۲	۲/۲۰۵۶
انحراف‌استاندارد	۱/۰۲۴۹	۴۹/۳۷۸۰	۰/۴۳۳۵	۱/۰۱۶۸	۰/۳۸۳۰	۰/۲۰۳۴
چولگی	۰/۳۷۸۴	۰/۲۰۸۷	-۱/۱۳۲۹	۱/۸۵۲۶	۰/۵۳۹۵	-۰/۲۵۹۹
کشیدگی	۲/۸۵۷۸	۳/۲۳۵۹	۱۷/۰۴۳۶	۶/۵۳۸۷	۳/۴۵۲۷	۱/۷۶۹۳
Jarque Bar	۱۷/۷۷۲۸	۵/۷۵۰۸	۵۶۹۱/۳۱۱	۷۸۷/۵۴۹۱	۴۱/۰۸۷۲	۵۳/۵۴۵۷
Probability	۰/۰۰۰۱	۰/۰۵۶۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

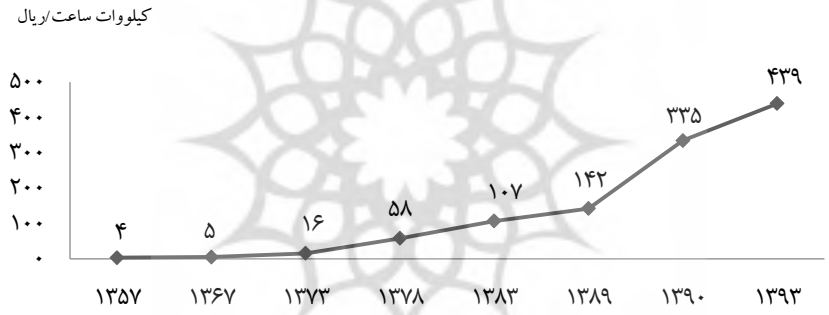
منبع: خروجی نرم افزار eviews



نمودار ۱. روند مصرف برق بخش خانگی (منبع: آمارنامه صنعت برق کشور)

مصرف برق در بخش خانگی عمدتاً شامل روشنایی و استفاده از لوازم‌خانگی و دستگاه‌های خنک‌کننده است. مصرف برق در بخش خانگی در سال ۱۳۷۰حدود ۱۹۱۲۸میلیون کیلووات ساعت بوده است که در سال ۱۳۹۳ بالغ بر ۷۱۱۶۳ میلیون کیلووات ساعت رسیده است.

قیمت برق خانگی

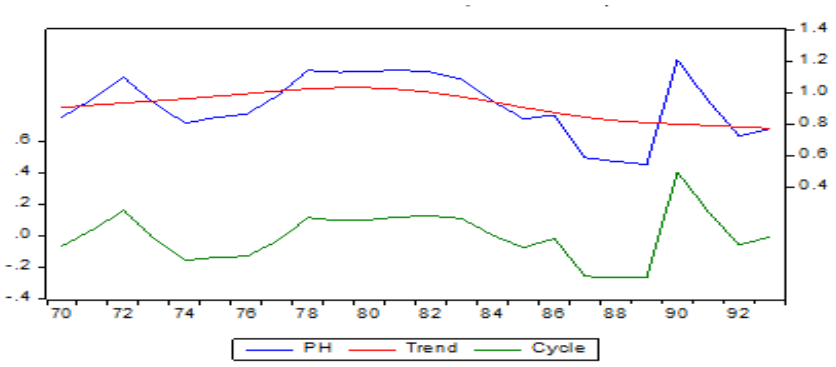


نمودار۲. روند متوسط نرخ فروش انرژی برق به قیمت جاری برای بخش خانگی

روند متوسط نرخ فروش برق به قیمت جاری در بخش خانگی طی این سال‌ها روند افزایشی داشته است. و از سال ۱۳۸۹ بخاطر اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها این افزایش بیشتر بوده است.

برآورد مدل

باتوجه به اینکه هدف بررسی نقش شوک‌های قیمت برق است نیاز است ابتدا نسبت به تجزیه قیمت برق و استخراج این شوک‌ها اقدام شود. برای این منظور با استفاده از پالایه هودریک پرسکات متغیر قیمت برق در بخش خانگی (PH) به دو جزء روند و شوک تجزیه می‌شود. نمودار ۱ نشان‌دهندهٔ نتیجهٔ خروجی پالایش برق در بخش خانگی است. همان‌طور که نمودار مشخص است، در بخش خانگی سه شوک مثبت قیمتی در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۷۸، ۱۳۹۰ و سه شوک منفی قیمت برق در سال‌های ۱۳۷۳، ۱۳۸۴و ۱۳۹۲ اتفاق افتاده است. این بررسی نشان می‌دهد که تعرفه قیمتی برق خانگی در ایران شکل متناوب داشته و ثبات مشخصی نداشته است.



نمودار ۳. جداسازی شوک‌های قیمت برق خانگی

نتایج آزمون پایایی و سایر آزمون‌های مورد نیاز

بدون بررسی آزمون پایایی و برآورد متغیرها، معناداری ضرایب برآوردی مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. لذا به‌منظور بررسی آزمون پایایی در متغیرها، از آزمون لوین لین و چاو[۳] وبا استفاده از نرم‌افزار Eviews پرداخته می‌شود. نتایج آزمون پایایی متغیرها در جدول ۳ آمده است.

همان‌طور که از جدول ۳ مشخص است، آزمون پایایی، پایا بودن متغیرهای QH، NH، IU، PHT، PG، PHNT را در سطح نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	آماره Levin lin&chu	احتمال	نتیجه
QH	-۹/۹۶۱۲	۰/۰۰۰۰	پایا
NH	-۱۵/۱۸۷۸	۰/۰۰۰۰	پایا
IU	-۱۳/۳۶۱۵	۰/۰۰۰۰	پایا
PHT	-۲۰/۹۵۳۱	۰/۰۰۰۰	پایا
PHNT	-۱۳/۵۱۲۳	۰/۰۰۰۰	پایا
PG	-۱۰/۵۰۹۴	۰/۰۰۰۲	پایا

منبع: خروجی نرم افزار eviews

در مدل پانل دیتا می‌بایست ناهمگنی واحدها توسط آزمون F لیمر بررسی شود. در صورت تأیید ناهمگنی، مدل از طریق داده‌های تابلویی برآورد می‌شود در غیر این صورت از داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود. آماره آزمون (۱۹۵/۱۴۹۰) به‌دست آمده که P-value آن برابر ۰/۰۰۰۰ است. لذا بررسی مدل به روش پانل را مورد تأیید قرار داد. علاوه بر آن در تحلیل رگرسیونی داده‌های ترکیبی موضوع برآورد بر اساس روش اثر تصادفی و یا اثرات ثابت نیز مطرح است. برای تشخیص و شناسایی درست مدل از آزمون هاسمن استفاده شد که براساس محاسبات انجام شده، مقدار آماره این آزمون ۲۲/۸۵۵۱ به‌دست آمده و با توجه به P-value آن که ۰/۰۰۰ است مدل اثرات ثابت برای برآورد مدل بهتر است.

نتایج برآورد مدل

برای انتخاب وقفه بهینه از معیار شوارتز-بیزین، استفاده شده است. که با توجه به این آماره، وقفه بهینه دو است. در راستای انجام این تخمین از برنامه نویسی در ایویوز استفاده شده است تخمین مدل PARDL حاصل از معادلهٔ ۵ به صورت جدول ۴ ارائه می‌شود که وقفه بهینه متغیرها براساس معیار شوارتز- بیزین به صورت (۱،۱،۲،۱،۰،۱) است.

همانگونه که ملاحظه می‌گردد، ضریب متغیر لگاریتم مصرف برق (متغیر وابسته) دوره پیشین از لحاظ آماری معنادار است و اثر مثبت بر مصرف برق دوره جاری دارد به‌طوری که یک واحد افزایش در مصرف برق در دوره گذشته، باعث افزایش۰/۳۲ واحدی مصرف برق در دوره جاری می‌شود. متغیر تعداد روزهای گرم سال(NH) نیز اثر مثبت و معناداری بر مصرف برق خانگی در دوره جاری می‌گذارد به‌طوری‌که یک واحد افزایش در لگاریتم تعداد روزهای گرم سال باعث کاهش ۰/۱۶ واحدی مصرف برق در آن دوره می‌گردد.

جدول ۴. نتایج برآورد رابطه (۱،۰،۱،۱،۱،۲) PARDL

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	Prob
Log QH(-1)	۰/۳۲۱۱	۰/۰۳۹۷	۸/۰۷۷۰	۰/۰۰۰۰
Log NH	۰/۱۸۳۶	۰/۰۶۵۶	۲/۷۹۸۷	۰/۰۰۵۴
Log IU	۰/۰۰۵۷	۰/۰۲۰۸	۰/۲۷۴۳	۰/۷۸۴۰
Log IU(-1)	۰/۰۰۷۳	۰/۰۱۸۹	۰/۳۸۹۱	۰/۶۹۷۴
Log PG	۰/۳۴۰۹	۰/۰۸۰۵	۴/۲۳۳۸	۰/۰۰۰۰
Log PG(-1)	۰/۳۵۰۴	۰/۰۸۲۷	۴/۲۳۴۵	۰/۰۰۰۰
Log PHNT	-۰/۰۹۲۷	۰/۱۵۲۶	-۰/۶۰۷۴	۰/۵۴۳۹
Log PHNT(-1)	-۱/۴۴۴۲	۰/۱۸۶۶	-۷/۷۳۷۲	۰/۰۰۰۰
Log PHT	-۵۰/۵۶۲۵	۸/۷۲۷۴	-۵/۷۹۳۵	۰/۰۰۰۰
Log PHT(-1)	۹۰/۳۹۳۸	۱۷/۱۹۵۴	۵/۲۵۶۸	۰/۰۰۰۰
Log PHT(-2)	-۴۴/۰۳۹۲	۹/۰۷۴۷	-۴/۸۵۲۹	۰/۰۰۰۰
C	۱۶/۲۵۴۰	۱/۲۳۸۵	۱۳/۱۲۲۹	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین R^2		۰/۹۷۸۵		
آماره دوربین واتسون		۲/۳۲۲۷		
آماره F		F=۵۱۵/۱۴۷۵		

متغیر لگاریتم درآمد(اثر مثبت بر مصرف برق بخش خانگی دارد. این متغیر از لحاظ آماری بی‌معنی است (IU) و همچنین وقفهٔ یک دوره پیشین این متغیر نیز از لحاظ آماری معنادار نیست. قیمت گاز (PG) به‌عنوان یک کالای جانشین نیز اثر مثبت و معناداری بر مصرف برق بخش خانگی در همان دوره دارد، بدین معنا که با افزایش این متغیر به میزان یک واحد در هر دوره، مصرف برق بخش خانگی به میزان ۰/۲۲ واحد در همان دوره افزایش خواهد یافت. همچنین وقفهٔ یک دوره پیشین این متغیر از لحاظ آماری معنادار هستند.

ضریب متغیر قیمت برق(PH) (شوک) اثرمنفی بر مصرف برق دوره جاری دارد ولی از لحاظ آماری معنادار نیست. وقفهٔ یک و دو دوره پیشین این متغیر منفی و از لحاظ آماری معنادار هستند. ضریب متغیر قیمت برق (روند) اثر منفی و معناداری بر مصرف برق دوره جاری در بخش خانگی دارد. بدین معنا که با افزایش این متغیر به میزان یک واحد در هر دوره، مصرف برق بخش خانگی به میزان ۵۰/۵۶ واحد در همان دوره کاهش خواهد یافت. وقفه‌های یک دوره و دو دوره پیشین از لحاظ آماری معنادار هستند.

ضریب تعیین این مدل ۰/۹۷ است یعنی ۹۷ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل حاضر در مدل توضیح داده می‌شوند. آماره دوربین واتسون هم ۲/۲۶ است و بیانگر آنست که خودهمبستگی میان اجزاء اخلال وجود

ندارد. آماره نیکویی برازش نیز بیانگر این قضیه است که مدل بصورت کلی تصریح خوبی دارد و تمامی متغیرهای مدل نمی‌توانند همزمان صفر باشند.

در این مرحله برای اینکه نشان داده شود رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نباشد، وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون بنرجی، دولادو و مستر[۴] مورد بررسی قرار گرفت. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوطه به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بر این اساس با توجه به نتایج به‌دست آمده در بالا، آماره t محاسباتی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{۰/۳۲۱۱ - ۱}{۰/۳۹۶} = -۱۷/۱۴ \qquad (۸)$$

مقایسه آماره محاسباتی جدول بنرجی و همکاران (۱۹۹۲)، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را تأیید نمی‌کند. از آنجا که مقدار بدست آمده از مقدار بحرانی بنرجی بیشتر است لذا اقدام به برازش مدل بلندمدت می‌شود.

نتایج برآورد مدل بلندمدت

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، الگوی بلندمدت برازش شده و نتایج برآورد معادله بلندمدت رابطه ۶ به شرح جدول ذیل است.

جدول ۵. نتایج برآورد رابطه بلندمدت

متغیر	Prob	آماره t	خطای استاندارد	ضریب
Log NH	۰/۰۰۴۰	۲/۸۹۰۰	۰/۰۹۲۰	۰/۲۶۶۱
Log IU	۰/۷۲۷۵	۰/۳۴۸۶	۰/۰۳۶۷	۰/۰۱۲۸
Log PG	۰/۰۰۲۳	۳/۰۵۹۸	۰/۲۳۰۹	۰/۷۰۶۵
Log PHNT	۰/۰۰۰۰	-۵/۸۱۰۹	۰/۴۰۹۶	-۲/۳۸۰۲
Log PHT	۰/۰۰۰۰	-۵/۷۱۰۹	۰/۹۴۴۳	-۵/۳۹۲۸
C	۰/۰۰۰۰	۲۱/۹۷۷۰	۱/۰۶۹۴	۲۳/۵۰۲۹

همانطور که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند، تأثیرپذیری تقاضای برق از قیمت این حامل، شاخص قیمت حامل‌های دیگر (گاز بعنوان کالای جانشین) و شاخص درجه گرمی هوا مورد تأیید قرار گرفته است. باتوجه به اینکه تابع برآورد شده به صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، ضرایب تابع برآورد شده همان کشش‌های مورد تحلیل هستند. همانطور که مشاهده می‌گردد, علامت ضرایب مطابق انتظار و مبانی نظری است. قیمت برق (شوک و روند) اثر منفی و معنادار و درجه حرارت هوا و قیمت گاز طبیعی، اثر مثبت و معناداری بر متغیر وابسته دارند. کشش قیمتی (شوک) ۲/۳۸- است و گویای این مطلب است که با افزایش یک درصدی در قیمت حامل برق، میزان تقاضا (مصرف) از این حامل ۲/۳۸ درصد کاهش می‌یابد. که نشان می‌دهد برق در بلندمدت کالایی باکشش است. وکشش درآمدی برابر ۰/۰۱۲ است که بیانگر این واقعیت است که برق یک کالای نرمال و ضروری برای بخش خانگی محسوب می‌شود. با توجه به ضریب متغیر قیمت گاز طبیعی به‌عنوان کالای جانشین، می‌توان نتیجه گرفت که گاز طبیعی به‌عنوان کالای جانشین و کم کشش برای برق محسوب می‌شود.

در ادامه جهت مطالعه رفتار کوتاه‌مدت متغیرها و نشان دادن سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بین متغیرهای الگو به برآورد مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطا پرداخته خواهد شد. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول ۶ آورده شده‌اند.

برآورد الگوی تصحیح خطا برای بخش خانگی

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرها، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آنست که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد رابطه ۷ به شرح جدول ذیل است.

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (Ecm)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	Prob
DNH	۰/۱۸۱۲	۰/۰۴۱۶	۴/۳۵۳۰	۰/۰۰۰۰
DIU	۰/۰۰۲۳	۰/۰۱۵۰	۰/۱۵۵۱	۰/۸۷۶۸
DPG	۰/۱۶۱۹	۰/۰۴۵۳	۳/۵۷۳۹	۰/۰۰۰۴
DPHNT	-۰/۰۶۶۳	۰/۰۹۲۸	-۰/۷۱۳۸	۰/۴۷۵۷
DPHNT(-1)	۰/۳۶۱۷	۰/۰۹۸۶	۳/۶۶۸۷	۰/۰۰۰۳
DPHT	-۵۲/۴۰۶۵	۳/۱۷۱۸	-۱۶/۵۲۲۳	۰/۰۰۰۰
DPHT(-1)	۴۵/۱۲۱۶	۲/۸۵۳۷	۱۵/۸۱۱۴	۰/۰۰۰۰
C	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸۲	۰/۰۱۳۶	۰/۹۸۹۱
ECM (-1)	-۰/۶۹۹۴	۰/۰۳۹۹	-۱۷/۴۹۲۳	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین R^2		۰/۴۴		
آماره دوربین واتسون		۲/۳۰۰۳		
آماره کلی F		۹/۹۱۴۷		

با توجه به نتایج جدول فوق، کلیه ضرایب علائم مورد انتظار خود را دارند. با توجه به ضرایب بیشترین تأثیر را در کوتاه‌مدت بر مصرف برق ، متغیر روند قیمت برق دارد. کشش قیمتی برق بیانگر این است که برق در کوتاه‌مدت کالایی کم‌کشش است. براساس نتایج به دست آمده می‌توان مشاهده نمود که تقاضا برای برق نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت کشش‌ناپذیر است، در نتیجه اجرای هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی، تأثیر زیادی بر مصرف برق کشور نخواهد داشت. ضریب Ecm(-۱) نمایانگر سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است و مقدار آن طبق خروجی نرم‌افزار برابر ۰/۶۹- تخمین زده شده است؛ که نشان‌دهنده سرعت نسبتاً بالای تعدیل بوده و بیان می‌کند که در هر دوره، ۶۹ درصد از شوک و انحراف وارد بر مدل، تعدیل شده و به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت تعدیل می‌یابد و کمتر از دو دوره (یکسال ونیم) لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این پژوهش در راستای بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک‌های قیمت برق بر تقاضای برق در بخش خانگی انجام گرفته است. به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر قیمت با استفاده از پالایه هودریک پرسکات، جز روندی را از جز شوک‌ها جدا کرده تا اثرات مستقیم تغییرات شوک‌ها و روند در قیمت برق را بر تقاضای آن بررسی گردد. نتایج برآورد

تقاضا نشان می‌دهد که ۰/۲۸ درصد مصرف بخش مسکونی در دورهٔ حال، مطابق مصرف در دورهٔ گذشته صورت گرفته است. کشش قیمتی (شوک) تقاضای برق مسکونی در کوتاه‌مدت ۰/۰۸- و در بلندمدت ۱/۴۶- است. این بررسی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، برق برای مصرف‌کنندگان مسکونی کالایی کم‌کشش و در بلند مدت کالایی با کشش محسوب می‌شود. بررسی کشش قیمتی متقاطع بین قیمت گاز و برق نشان می‌دهد که گاز و برق کالاهایی جانشین و کم‌کشش است. همچنین بررسی کشش درآمدی تقاضای برق مسکونی نشان می‌دهد که برق کالایی نرمال است. بررسی تأثیر دمای هوا نیز نشان می‌دهد که با افزایش درجه هوا میزان استفاده از برق در بخش مسکونی افزایش می‌یابد. بررسی تعداد مشترکین برق نیز نشان می‌دهد که با افزایش تعداد مشترکین در بخش خانگی مصرف برق در این بخش افزایش می‌یابد. و نتایج بیان می‌کنند که درصد جمعیت شهرنشینی تأثیر مثبتی بر میزان مصرف برق در بخش خانگی دارد ولی از لحاظ آماری معنادار نیست.

روند تغییرات درآمد و میزان تقاضای برق، نشان‌دهنده رابطه مستقیم بین این دو متغیر است. از سوی دیگر، روند تغییرات قیمت واقعی برق و مقدار تقاضای برق نشان دهنده وجود ارتباط معکوس بین قیمت واقعی برق و مقدار مصرف آن است. بنابراین هم ارتباط قیمت و تقاضا و هم ارتباط درآمد و تقاضا، مؤید نظریه تقاضا در مورد کالای نرمال برق در ایران است.

بررسی ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۷۱ درصد از عدم تعادل در تقاضای برق مسکونی تعدیل شده و به سمت مقدار بلندمدت حرکت می‌کند.

با توجه به نتایج به دست آمده در این پژوهش، می‌توان با استفاده از توصیه‌های زیر گام‌های مؤثری در جهت آینده‌نگری و اتخاذ سیاست‌های مناسب برداشت:

از آنجایی که در بلندمدت برق برای بخش خانگی کالایی با کشش محاسبه گردید، قیمت برق متغیری اثرگذار بر مصرف برق در ایران است. لذا پیشنهاد می‌شود که به صورت یک روند کاملاً کنترل شده تعرفه‌های برق اصلاح گردد.

با توجه به اینکه سیاست‌های قیمتی، به‌تنهایی به مصرف بهینه منجر نمی‌شود و باید همزمان به بهینه سازی صنایع، بهبود کیفیت زیرساخت خانه‌های مسکونی و بالا بردن آگاهی عمومی در راستای استفاده بهینه مصرف و تشویق مردم به استفاده از وسایل کم مصرف و بالا بردن آگاهی عمومی نیز استفاده شود.

درجه حرارت هوا به‌عنوان یک متغیر مؤثر در برآورد شناسایی شده است. لذا پیشنهاد می‌گردد که به منظور کاهش مصرف برق استفاده از فناوری‌های با مصرف انرژی پایین جایگزین وسایل و تجهیزات سنتی گردد. همچنین با سرمایه‌گذاری بر این نوع فناوری از اتلاف بی‌رویه برق مخصوصاً در فصل گرما جلوگیری به عمل آید. در این راستا دولت با جلوگیری از واردات یا ساخت لوازم خانگی که انرژی برق را در سطح مطلوبی استفاده نمی‌کنند و موجب افزایش هدر رفت انرژی می‌شوند، و فروش اقساطی وسایل خانگی که بازده بالاتری دارند می‌تواند گام مؤثری در جهت جلوگیری از اتلاف بی‌رویه برق بردارد. و همچنین مطابق با تعداد روزهای گرم سال هر استان تعرفه‌های قیمتی اصلاح و بازنگری شود.

یادداشت‌ها

1. Bhattacharyya
2. Demand
3. Levin, Lin and Chu
4. Banerjee, Dolado and Mestre

منابع

ابریشمی، حمید، نوری، مهدی و امیر دودابی‌نژاد. (۱۳۸۹). رابطه قیمت و بهره‌وری انرژی در ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۸(۵۵)، ۲۲-۵.

اکبری، نعمت‌الله، طالبی، هوشنگ، جلائی، اعظم. (۱۳۹۳). تأثیر قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر مصرف انرژی خانوار (مطالعه موردی: شهر اصفهان. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۱۱)، ۶۶-۲۹.

آرمن، سید عزیز؛ منصوری، سیدامین. (۱۳۹۴). برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر شوک‌های قیمتی برق بر تقاضای برق مسکونی و تجاری اهواز. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*. ۱۱(۳)، ۱۶۳-۱۳۷.

باباخانی، مسعود، قدس، غلامرضا. (۱۳۷۵). برآورد تقاضای انرژی در بخش خانگی - تجاری. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه علم و صنعت ایران.

باقری، احمد. (۱۳۸۰). تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف مسکونی شهر مشهد. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه فردوسی مشهد.

چگنی آشتیانی، علی و جلولی، مهدی. (۱۳۹۱). برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن برای افق چشم انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور باتوجه به هدفمند شدن یارانه‌های انرژی. فصلنامه علمی پژوهشی. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۲(۷)، ۱۹۱-۱۶۹.

رنگریز، حسن، پشوتنی زاده، هومن. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر هدفمندسازی یارانه‌ها بر مصرف برق مشترکان خانگی در شهر تهران با استفاده از الگوریتم ژنتیک. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۷، ۱۴۴-۱۲۳.

عباسی، ابراهیم، رضازاده، کیمیا. (۱۳۸۹). بررسی اثرات شوک‌های درآمدی و قیمتی بر تابع تقاضای برق در ایران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه آزاد تهران، واحد مرکزی.

فلاحتی، فیروز؛ هاشمی، عبدالرحیم. (۱۳۸۹). رابطهٔ علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۶)، ۱۵۲-۱۳۱.

قره‌باغی،صغری؛ امامی میبدی، علی. (۱۳۹۶). برآورد و بررسی تابع تقاضای برق ایران در سه بخش صنعت، خانگی و کشاورزی. *مجله اقتصادی*، ۱۷(۷و۸)، ۳۹-۲۳.

لطفعلی پور، محمدرضا؛ لطفی، احمد. (۱۳۸۳). بررسی و برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی در استان خراسان. *دانش و توسعه*، ۱۵، ۶۸-۴۷.

مرکز آمار ایران، نتایج تفضیلی آمارگیری از بودجه خانوار شهری (۱۳۹۳-۱۳۷۰).

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

وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی (۱۳۸۹). ترازنامه انرژی کشور.

هندرسون، جیمز. م، ریچارد ا. کوانت. (۱۳۸۱). تئوری اقتصاد خرد/ (تقریب ریاضی). ترجمه مرتضی قره‌باغیان و جمشید پژویان، خدمات فرهنگی رسا، تهران.

References

Abbasi, E., Rezazadeh, K. (2010) The effect of income shock and price on electricity demand performance in Iran. *Master Thesis*, Islamic Azad University of Tehran, Central branch [In Persian].

Abrishami, H., Nori, A., Dudabi nejad, A. (2010). The relationship between price and energy productivity in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 18(55), 5-22 [In Persian].

Akbari, N., Talebi, H., Jalaei, A. (2014). The impact of subsidy targeting law on household energy consumption (Case study: Isfahan). Iranian *Journal of Energy Economics*, 3(11), 29-66 [In Persian].

Alberini .A., Filippini, M. (2011). Response electricity demand price: the effect of measurement error. *Energy Economics*, 33(5), 889-895.

Arman, A., Mansori, A. (2014). Estimating short-time and long-time effect of electricity price shocks on Ahvaz residential and commercial electricity demands based on ARDL. *Journal of Quantitative Economics*, 11(3), 137-163 [In Persian].

Athukoral, W., Wilson, C. (2010) Estimating short and long-ter residential demand for electricity: New evidence from Sri Lanka.

Babakhani, M., Ghods, Gh. (1996). Estimating energy demand in the home-commercial sector. *Master Thesis*, Faculty of industrial engineering, Iran University of science and technology [In Persian].

Bagheri, A. (2001). Estimation of natural gas demand function of residential use in Mashhad. *Master Thesis*, Ferdowsi university of Mashhad [In Persian].

Banerjee, A., Dolado, J.J., Mestre, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.

Bhattacharyya, S.C. (2011). Energy economics: concepts, issuse markets and ss governance. Dundee:springer.

Chegni Ashtiani, A., Jalouli, M. (2012). Investigation and forecasting of the effects of exchange rate increase on economic growth of major economic sectors of Iran (1976-2014). Qu*arterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 2(7), 169-191 [In Persian].

Falahati, F., Hashemi, A. (2010). The causal relationship between GDP and energy consumption in Iran using Markov switching models. *Energy Economics Studies*, 7(26), 131-152 [In Persian].

Gharabaghi, S., Emami Meybodi, A. (2017). Estimation and study of Iran's electricity demand function in three sectors: industry, home and agriculture, *Economic Journal*, 17(7-8), 23-39 [In Persian].

Henderson, James. M., Richard A.Q. (2001). Theory of microeconomics/ (mathematical approximation). Translated by Morteza Gharabaghian and Jamshid Pajouyan, Rasa Cultural Services, Tehran [In Persian].

Lotfalipour, M., Lotfi, A. (2004). Investigating and estimating the factors affecting household electricity demand in Khorasan province. *Journal of Knowledge and Development*, 15, 47-68 [In Persian].

Ministry of energy, deputy minister of electricity and energy, Electricity and Energy Macro Planning Office(2010). Country energy balance [In Persian].

MinLim, K., YeLim, S., HoonYoo, S. (2016). Short- and long-run elasticities of electricity demand in the Korean service sector.

Rangriz, H., Pashtunizadeh, H. (2014). Evaluation of the effects of targeted subsidies on household subscribers electricity consumption in Tehran using genetic. *Journal of Economic Modeling Research*, 17, 123-144 [In Persian].

Seddighi, H., Lawler, K.A., Katos, A.V. (2000). Econometrics: A practical approach. Sunderland University, U.K.

Statistics Center of Iran (1991-2014). Detailed results of urban household budget survey. [In Persian].

Varhrami, V., Movahedian, M. (2017). Fitting the electricity demand function of the home sector of selected cities in Tehran province using the dynamic panel method, *Quarterly Journal of Scientific Research*, 17(2), 121-144 [In Persian].

Ziramba, E. (2008). The demand for residential electricity in South Africa. *Energy Policy*, 36(9), 3460-3466.