

تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران (یک رهیافت سیستمی)

فاطمه بزازان^۱، میرحسین موسوی^۲، فرناز قشمی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۳/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۶/۲۹

چکیده

رشد دایمی مصرف انرژی برق که به طور عمده از واقعی نبودن قیمت آن نشأت گرفته توانایی شبکه برق‌رسانی ایران را برای تامین تقاضا با مشکل مواجه کرده است. بنابراین قیمت‌گذاری بهینه انرژی برق یکی از مسائل مهم در زمینه مدیریت انرژی برق است. علاوه بر این، بخش خانگی یکی از مهم‌ترین اجزای مصرف انرژی برق در کشور به شمار می‌آید. از این رو مطالعه مصرف در این بخش یک ضرورت است. بر این اساس، در پژوهش حاضر به بررسی تأثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) می‌پردازیم. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص‌های قیمت و مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و اطلاعات ترازنامه انرژی طی سال‌های ۱۳۹۱ - ۱۳۷۰ است. نتایج نشان می‌دهند که انرژی برق برای خانوارهای شهری و روستایی جزو کالاهای ضروری به حساب می‌آید و قدرمطلق کشش قیمتی خودی برای هر دو نوع خانوار کمتر از واحد به دست آمده است. بنابراین سیاست‌های قیمتی انرژی به تنهایی برای کاهش مصرف برق احتمالاً کارساز نبوده و ضرورت ایجاد می‌کند در کنار آن از سیاست‌های غیرقیمتی استفاده شود.

طبقه‌بندی *JEL*: Q48, Q41, C51, D01

کلیدواژه‌ها: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، هدفمندی یارانه انرژی، خانگی، برق، تقاضا

۱- دانشیار دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

Email: fbazzazan@alzahra.ac.ir

۲- استادیار دانشگاه الزهرا (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

Email: hmousavi@alzahra.ac.ir

۳- دانشجوی کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه الزهرا (س) - نویسنده مسئول

Email: etoshtzar@yahoo.com

۱- مقدمه

کشور ایران، نه تنها یک تولیدکننده عمده انرژی، بلکه یک مصرف‌کننده بزرگ انرژی محسوب می‌شود. جمعیت بالا، مساحت زیاد کشور و برنامه‌های صنعتی و توسعه شهری همگی عوامل موثر بر سهم بازار مصرف است و طبیعی به نظر می‌رسد کشور پهناوری مثل ایران، مصارف متنوعی برای انرژی داشته و سطح مصرف در آن بالا باشد. انرژی برق نیز یکی از اقلام مهم مصرفی است که با قیمتی نسبتاً پایین‌تر از قیمت جهانی در اختیار مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرد (صانعی و سعادت، ۱۳۹۱) و همین امر نگرانی‌هایی در زمینه اتلاف آن به دلیل واقعی نبودن قیمت‌اش ایجاد کرده است.

رویکرد ایران در زمینه یارانه‌های انرژی، پیش از اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها، رویکرد مناسبی برای اقتصاد کشور به حساب نمی‌آمد. از یک سو پایین بودن قیمت منابع انرژی باعث اتلاف آنها می‌شد و از سوی دیگر یارانه‌های غیر مستقیم بگونه‌ای نامتعادل بین طبقات اجتماعی توزیع می‌شد و بهره‌مندی طبقات آسیب‌پذیر از آن کم بود. تجارب بین‌المللی نشان می‌دهد یکی از موثرترین راه‌های تعدیل مصرف انرژی اعمال قیمت‌گذاری است (حسین نژاد، ۱۳۹۲). اگر چه واضح است اصلاح قیمت به تنهایی به مصرف بهینه منجر نمی‌شود و باید همزمان به بهینه‌سازی صنایع، بهبود کیفیت زیر ساخت خانه‌های مسکونی و بالابردن آگاهی عمومی در راستای استفاده بهینه مصرف خانوارها نیز پرداخت.

از طرفی افزایش قابل توجه در بهای انرژی برق اثری عمیق و چند بعدی بر خانوارها و فعالیت‌های تولیدی می‌گذارد. افزایش بهای انرژی برق به صورت تدریجی یا یکباره، تمایل مصرف‌کنندگان آن را تحت تاثیر قرار خواهد داد و انتظار می‌رود قیمت بالای این انرژی مخارج زندگی را برای تمامی خانوارهای شهری و روستایی افزایش دهد. همچنین قیمت بالای انرژی برق اولویت را به کالاها و خدماتی می‌دهد که به انرژی کمتری نیاز دارند و این امر منجر به تغییر در ترکیب سبد مصرف‌کنندگان خانگی می‌شود. در نتیجه اهمیت بررسی روی مصرف انرژی برق خانگی را دو چندان می‌کند. در همین راستا هدف اصلی مقاله سنجش اثر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوار شهری و روستایی است.

به منظور دستیابی به هدف، مقاله به این صورت سازماندهی شده است: پس از مقدمه در بخش دوم به بررسی مبانی نظری پژوهش می‌پردازیم. در بخش سوم به پیشینه تحقیق به طور مشروح می‌پردازیم. در بخش چهارم به مدل و روش برآورد آن اشاره خواهیم کرد. در بخش پنجم پایه‌های آماری تحقیق و برآورد تجربی مدل ارائه می‌شود و در نهایت در بخش ششم به نتیجه‌گیری و ارائه سیاست‌های پیشنهادی خواهیم پرداخت.

لازم به توضیح است که برآورد تقاضای برق به دلیل اهمیتی که در اقتصاد دارد موضوع مطالعات زیادی بوده است و آنچه مطالعه حاضر را از سایر مطالعات متمایز می‌کند این است که اغلب آنها به صورت تک معادله‌ای و نه سیستمی تقاضای برق را برآورد کرده‌اند به این معنی که تقاضای برق خانوارها را جدا از تقاضا برای سایر کالاها در نظر گرفته‌اند. اما از آنجایی که بودجه خانوارها محدود است اگر تقاضا برای هر کالا تغییر کند روی مصرف و در نتیجه تقاضای کالاهای دیگر نیز اثرگذار است که رویکرد سیستم معادلات تقاضا این جنبه را نیز لحاظ می‌کند. علاوه بر این، در اغلب مطالعات پیشین، تفکیکی بین خانوارهای شهری و روستایی که در این مطالعه مورد توجه است، قایل نشده‌اند.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تابع تقاضا

تابع تقاضا برای یک کالا و خدمت عبارت است از مقادیر مختلفی از آن کالا یا خدمت که مصرف‌کننده در قیمت‌های مختلف، طی یک دوره زمانی معین و به شرط ثبات سایر عوامل مایل و قادر به خریدن آن است (هندرسون کوانت، ۱۳۹۱). میزان کالای خریداری شده به چند عامل که مهم‌ترین آنها عبارت است از: قیمت خود کالا و کالاهای دیگر، درآمد مصرف‌کنندگان، تعداد مصرف‌کنندگان، سلیقه و ترجیحات بستگی دارد. به طور مختصر سه شیوه برای استخراج تابع تقاضا از تابع مطلوبیت داریم: * به حداکثر رساندن مطلوبیت مصرف‌کننده با توجه به محدودیت بودجه (تابع تقاضای معمولی)

* از طریق تابع مطلوبیت غیرمستقیم و اتحاد روی از تابع مخارج مصرف کننده
* از طریق تابع مطلوبیت غیرمستقیم و لم شفارد (امینی، ۱۳۸۸).

به لحاظ نظری می توان دو گونه تابع تقاضا را از هم جدا کرد؛ توابع تقاضای منفرد و توابع تقاضای سیستمی. ادبیات تجربی نشان می دهد که برآوردهای تابع تقاضا تا دهه ۱۹۵۰ به صورت تک معادله بوده است، اما از دهه ۱۹۵۰ به بعد برآورد توابع تقاضا برای کالاها دچار تحولاتی در خصوص لحاظ کردن رابطه اسلاتسکی، قیود بودجه ای و همگنی ... شد و در همین راستا برآورد سیستمی پیشنهاد شد. در تابع تقاضای تک معادله ای بدون توسل به نظریه های اقتصادی مدل، تصریح و برآورد می شوند که این روش با سه ایراد اساسی روبه رو است:

الف) در این روش انتخاب فرم تابعی معادلات تقاضا و متغیرهای موجود، قراردادی و فاقد توجیه نظری است.

ب) در تابع به کار گرفته شده کشش تمام متغیرها برونزا فرض می شود.

ج) در این روش قید بودجه در برآورد معادلات تقاضا لحاظ نمی شود. بنابراین پارامترهای تخمینی قیودی را که براساس نظریه تقاضا بر آنان تحمیل می شود برآورده نمی سازند (آخوندزاده، ۱۳۸۸). در حالی که در تقاضای سیستمی، مدل تقاضای مصرف کننده به طور معمول مبتنی بر تئوری اقتصاد خرد بوده که طرف تقاضا را لحاظ و اطلاعات طرف عرضه را نادیده می گیرند. مزیت عمده معادلات تقاضای سیستمی در این موضوع است که روابط اسلاتسکی بین معادلات، قیود بودجه، همگنی و...، محدودیت هایی که بین معادلات وجود دارد و امکان برقراری یا آزمون آنها در حالت تک معادله ای وجود ندارد را لحاظ می کند. یک مدل سیستمی تقاضا باید نخست با تئوری اقتصاد سازگار بوده، سپس به راحتی قابل برآورد بوده و به خوبی رفتار داده ها را نشان دهد.

مهم ترین کاربرد الگوهای سیستمی تقاضا، کمک به سنجش کشش های قیمتی و درآمدی گروه های کالایی مختلف و ارزیابی میزان حساسیت مصرف کنندگان به

تغییرات قیمتی و درآمدی است (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶). چهار نوع شناخته شده از الگوهای سیستمی تقاضا^۱ در ادبیات اقتصادی وجود دارد:

- * سیستم مخارج خطی
- * سیستم تقاضای ترانسلوگ
- * سیستم تقاضای رتردام
- * سیستم تقاضای تقریباً ایده آل

در این مقاله از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری و روستایی کشور استفاده شده است.

* سیستم تقاضای تقریباً ایده آل $AIDS$ ^۲

سیستم تقاضای تقریباً ایده آل اولین بار توسط «دیتون و مولبایر»^۳ در سال ۱۹۸۰ پایه گذاری شد. این سیستم تقاضا از یک تابع مطلوبیت قابل مشاهده استخراج نمی شود، بلکه از بکارگیری لم شفارد به دست می آید (دیتون و مولبایر، ۱۹۸۰). در سیستم تقاضای $AIDS$ برای استخراج معادلات تقاضا از یک تابع مخارج مصرف کننده $e(u, p)$ به شکل $PIGLOG$ استفاده می شود. تابع $PIGLOG$ عبارت است از:

$$\ln e(u, p) = (1-u) \cdot \ln \{a(p)\} + u \cdot \ln \{b(p)\} \quad (1)$$

در این رابطه فرض بر این است که u بین صفر و یک باشد که «صفر» زندگی در حداقل معیشت و «یک» بیانگر حد اعلائی لذت از زندگی را نشان می دهد. $a(p)$ نشان دهنده هزینه معیشت و $b(p)$ نشان دهنده هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می شوند.

$$\ln a(p) = a + \sum_k a_k \cdot \ln p_k + \frac{1}{\gamma} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \cdot \ln p_k \cdot \ln p_j \quad (2)$$

۱- جهت مطالعه بیشتر ر.ک به مقاله: سهیلی، کیومرث (۱۳۸۲)، «بررسی تطبیقی مدل های تقاضای انرژی»، مجله دین و ارتباطات، شماره ۱۷، ص ۱۵۹-۱۹۴

2 - Almost Ideal Demand System

3 - Deaton, A. S. & Muellbauer, J. (1980)

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta \cdot \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (۳)$$

بنابراین رابطه هزینه سیستم AIDS به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln c(u, p) = a + \sum_k a_k \cdot \ln p_k + \frac{1}{\gamma} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \cdot \ln p_k \cdot \ln p_j + u \cdot \beta_o \cdot \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (۴)$$

که در آن α_i & β_i , γ^* پارامترها هستند. به راحتی می توان بررسی کرد که $e(u, p)$ بر حسب p همگن خطی است. اگر داشته باشیم:

$$\sum_i a_i = \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{ij}^* = \sum_j \beta_j = 0 \quad (۵)$$

با استفاده از لم شفارد، می توان از تابع $e(u, p)$ ، تقاضای کالاهاى مختلف را استخراج

کرد. براساس لم شفارد رابطه $\frac{\partial e(u, p)}{\partial p_i} = q_i$ است که اگر طرفین در $\frac{p_i}{e(u, p)}$ ضرب شود، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \ln e(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{e(u, p)} = \omega_i \quad (۶)$$

که در آن ω_i سهم بودجه ای کالای نام است. بنابراین اگر از رابطه $\partial \ln e(u, p)$ به صورت لگاریتمی مشتق گرفته شود، طرف راست ω_i را می دهد.

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \cdot u \cdot \beta_o \cdot \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (۷)$$

که در آن:

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{\gamma} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \quad (۸)$$

از دید مصرف کننده، حداکثر کننده مطلوبیت، کل مخارج m برابر با $e(u, p)$ است و این برابری می تواند u را به صورت تابعی از m, p بدهد که همان تابع غیرمستقیم است. اگر این کار برای تابع $lne(u, p)$ انجام شده و در رابطه ω_i جایگذاری شود، آنگاه سهم مخارج کالای i ام، تابعی از m, p به دست می آید:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{m}{p} \right) \quad (9)$$

که در آن:

$$\ln P = \alpha_o + \sum_k \alpha_k \cdot \ln p_k + \frac{1}{r} \sum_j \sum_k \gamma_{ij} \cdot \ln p_k \cdot \ln p_j \quad (10)$$

سیستم $AIDS$ به راحتی قابل تفسیر است. این سیستم نشان می دهد که در صورت نبود تغییر قیمت های نسبی و درآمدهای واقعی (مخارج واقعی)، سهم مخارج کالای مورد نظر نیز ثابت باقی می ماند. تغییر در مخارج واقعی از طریق β_i ها و تغییر در قیمت های نسبی از طریق α_i ها بر سهم مخارج کالا اثر می گذارد. β_i ها برای کالاهای لوکس مثبت و برای کالاهای ضروری منفی و جمع آنها صفر است (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶).

نکته مهم این سیستم آن است که با توجه به شاخص قیمت P معادله فوق بر حسب ضرایب غیرخطی بوده و سیستم تقاضای تقریباً ایده آل غیرخطی ($NAIDS$)^۱ را تشکیل می دهد و برای برآورد ضرایب، استفاده از روش های غیرخطی که نیاز به آمار اطلاعات کافی دارند، لازم است.

در بیشتر مطالعات تجربی به جای استفاده از شاخص واقعی P و روش غیرخطی از شاخص استون به عنوان جانشینی برای شاخص واقعی P استفاده شده و با این عمل، مدل به صورت سیستم تقاضای تقریباً ایده آل خطی ($LAIDS$)^۲ درآمده و توابع تقاضا به صورت توابعی خطی از قیمت ها و مخارج کل تبدیل می شود که می توان آن را با

1- Nonlinear Almost Ideal Demand System (NAIDS)

2- Linear Almost Ideal Demand System (LAIDS)

استفاده از روش های خطی برآورد کرد. دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) برای تبدیل سیستم تقاضای خودشان به یک سیستم خطی، شاخص استون را به صورت زیر معرفی کردند:

$$\log P = \sum_k \omega_k \log P \quad (11)$$

- محدودیت های تابع تقاضای تقریباً ایده آل به صورت روابط زیر تعریف می شوند:
محدودیت جمع پذیری:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_j \gamma_{ij}^* = \sum_i \gamma_{ij}^* = \sum_j \beta_j = \omega_k \quad (12)$$

محدودیت همگنی:

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \omega \quad (13)$$

محدودیت تقارن:

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (14)$$

- کشش های سیستم تقاضای تقریباً ایده آل عبارتند از: (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶)
کشش درآمدی:

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (15)$$

کشش قیمتی خودی مارشالی:

$$\mu_{ii} = -1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \quad (16)$$

کشش قیمتی متقاطع مارشالی:

$$\mu_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \left[\frac{w_j}{w_i} \right] \quad (17)$$

کشش قیمتی خودی هیکسی:

$$\varepsilon_{ii} = -1 + w_i + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) i = j \quad (18)$$

کشش قیمتی متقاطع همکسی:

$$\varepsilon_{ij} = w_j + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i} \right) \quad i = j \quad (19)$$

سیستم تقاضای تقریباً ایده آل دارای ویژگی‌هایی است که باعث تمایز آن از سایر مدل‌ها می‌شود که عبارتند از:

الف) قابلیت تلفیق بر مبنای خانوار را به راحتی داراست. در بسیاری از سیستم‌های معادلات تقاضا، هنگام تلفیق بر مبنای خانوار، فرم تابعی مدل به نوعی دستخوش تغییر می‌شود که امکان برآورد مدل را مشکل و یا حتی غیرممکن می‌سازد. حسن مدل *AIDS* در این است که فرم تابعی مدل دستخوش تغییر نمی‌شود.

ب) برآورد مدل آسان است. هر چند که مدل *AIDS* در فرم تابعی خود غیرخطی است اما به راحتی می‌توان با استفاده از شاخص استون به جای شاخص واقعی P مدل را به صورت خطی برآورد کرد. دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) نشان داده‌اند که نتایج حاصل از برآورد مدل به صورت غیرخطی با نتایج حاصل از برآورد خطی بسیار نزدیک است. پ) با نظریه تقاضا سازگار است.

ج) تقریب مرتبه اول از هر سیستم تقاضاست.

د) قید بودجه خود به خود تامین می‌شود.

ه) از آنجایی که مدل تقاضای تقریباً ایده آل از فرآیند حداکثر کردن مطلوبیت با توجه به سطح مشخصی از درآمد حاصل نشده، بنابراین هیچ دلیلی وجود ندارد که قیود همگنی و تقارن را دارا باشد. از طرفی خصوصیت عمده‌ای که این دسته از معادلات دارا هستند، آن است که می‌توان وجود این قیود را در این معادلات بررسی و آزمون کرد.

ی) فرم تابعی آن بگونه‌ای است که با داده‌های بودجه خانوار سازگار است و با توجه به فرم این الگو، امکان وارد کردن متغیرهای جمعیتی در تحلیل تقاضا وجود دارد (دیتون و مولبایر، ۱۹۸۰).

ویژگی‌های فوق بهترین دلیل برای استفاده از این مدل در پژوهش حاضر است.

۳- پیشینه پژوهش

مطالعات گسترده‌ای با موضوع برآورد تابع تقاضای برق در داخل و خارج از کشور صورت گرفته که در ادامه ابتدا به برخی از مطالعات داخلی و سپس به مطالعات بین‌المللی اشاره می‌کنیم.

۳-۱- مطالعات داخلی

محمدی، برزگر و محمدی (۱۳۹۲) به بررسی تاثیر هدفمندی یارانه بر مصرف برق مشترکین شهر مرودشت پرداختند و نشان دادند که هدفمندی یارانه‌ها باعث تغییر قابل توجهی در نحوه مصرف مشترکین شهر مرودشت نشده است. صادقی، سلمانی و سهرابی وفا (۱۳۹۱) به بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر رفاه مصرف‌کنندگان در بخش خانگی، پرداختند و به این نتایج دست یافتند که برق کالایی لوکس و دارای کشش قیمتی منفی است. همچنین نشان دادند که در صورت افزایش ۶ برابری قیمت‌ها در فروردین ۱۳۹۰، اثر مستقیم واقعی کردن قیمت‌های حامل‌های انرژی (افزایش قیمت) جبران نشده است و مصرف‌کنندگان متضرر شده‌اند. نصرالهی و همکاران (۱۳۹۱) به تحلیل تقاضای حامل‌های انرژی بخش خانگی مناطق شهری ایران پرداختند. نتایج نشان دادند که برق کالایی ضروری و بی‌کشش محسوب می‌شود.

اسدی مهماندوستی (۱۳۸۸) به لزوم و چگونگی اصلاح الگوی مصرف و یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و سنجش آثار تورمی آن پرداخت و نشان داد که سیاست افزایش تدریجی قیمت فرآورده‌های نفتی به روش خطی بر روی تورم و همچنین خانوارها نسبت به سایر سناریوها تاثیر کمتری دارد و سیاست افزایش یکباره قیمت‌ها دارای بالاترین آثار تورمی است. در نهایت در جهت حصول به نتایج بهتر ناشی از اجرای سیاست‌های قیمتی و تعدیل تورم‌های ناشی از افزایش قیمت‌های فرآورده‌های نفتی پیشنهاد داد که سیاست‌های مکملی به عنوان سیاست‌های غیر قیمتی به همراه آن اجرا شود. منظور و همکاران (۱۳۸۸) به مدل‌سازی تقاضای هر یک از حامل‌های انرژی در بخش خانگی پرداختند و نشان دادند که برق کالایی با کشش است.

شاهمرادی، مهرآرا و فیاضی (۱۳۸۷) به بررسی آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی و آثار آن بر رفاه خانوار و بودجه دولت پرداختند. براساس نتایج این تحقیق، افزایش صددرصدی قیمت تمامی حامل‌های انرژی موجب افزایش ۰/۰۸ درصد در شاخص بهای مصرف‌کننده می‌شود و آزادسازی کامل قیمت حامل‌های انرژی موجب افزایش ۰/۱۰۸ درصد در شاخص بهای مصرف‌کننده می‌شود.

مشیری و شاهمرادی (۱۳۸۵) به برآورد تقاضای برق خانوارهای کشور پرداختند و نشان دادند که برق یک حامل بی‌کشش و کالایی ضروری است.

زورار (۱۳۸۴) با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی نشان داد که افزایش قیمت برق تا سطح قیمت‌های جهانی، متوسط شاخص قیمت در اقتصاد ایران را ۳۵ درصد افزایش خواهد داد.

خوش‌سیما (۱۳۸۲) به بررسی تابع تقاضای انرژی در بخش خانگی پرداخت و نشان داد که برق کالایی بی‌کشش است.

رضایی (۱۳۷۸) به برآورد سیستم تقاضای حامل‌های انرژی در بخش خانگی با استفاده از مدل سیستم مخارج خطی (*LES*) پرداخت. نتایج حاکی از آن است که برق کالایی لوکس است و کشش قیمتی خودی آن برابر واحد است.

سوری و بختیار (۱۳۷۷) به بررسی اثرات تورمی افزایش قیمت اثرات مستقیم و غیرمستقیم و افزایش قیمت انرژی پرداختند و نشان دادند که رساندن قیمت انواع انرژی به سطح قیمت‌های تمام شده باعث می‌شود که متوسط قیمت‌ها حدود ۵۶ درصد افزایش یابد. باستانژاد (۱۳۷۷) به بررسی اثر تورمی تغییر قیمت حامل‌های انرژی پرداخت. نتایج نشان داد که انرژی برق بالاترین نرخ تورم را داشته و با متوسط رشد سالانه ۲۳ درصد، دارای بیشترین رشد هزینه است.

۳-۲- مطالعات خارج از کشور

نوی و دیگران^۱ (۲۰۱۱) به برآورد تقاضای انرژی خانگی در کشور کنیا پرداختند و نشان دادند که برق کالایی کشش‌ناپذیر است.

1- Ngui, D., et al. (2011)

لین و جیانگ^۱ (۲۰۱۰) به برآورد یارانه‌های انرژی و تاثیر اصلاح یارانه‌های انرژی در چین در قالب مدل *CGE* پرداختند. نتایج نشان داد که تحت سناریوی حذف کامل یارانه بدون بازتوزیع درآمد آن، رفاه اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و اشتغال کاهش پیدا می‌کند و تحت سناریوی حذف کامل یارانه انرژی و بازتوزیع درآمد آن در اقتصاد آثار مثبتی وجود خواهد داشت.

ابوالعینین و همکاران^۲ (۲۰۰۹) به بررسی تاثیر حذف تدریجی یارانه فرآورده‌های نفتی در مصر با استفاده از مدل *CGE* پرداختند. نویسندگان نشان دادند که حذف یارانه‌های انرژی، نابرابری توزیع درآمد را کاهش می‌دهد و رفاه چارک‌های ثروتمند بیشتر کاهش پیدا می‌کند.

فتینی و بکون^۳ (۱۹۹۹) در ایران با استفاده از جدول داده-ستانده، اثر تعدیل قیمت انرژی تا سطح قیمت‌های جهانی را بر قیمت سایر کالاها و سطح زندگی، با فرض ثبات دستمزد و قیمت سایر عوامل تولید بررسی کردند. نتایج نشان دادند که در مجموع، افزایش یکباره قیمت حامل‌های انرژی حدود ۱۳ درصد، قیمت‌های متداول در آغاز سال ۲۰۰۱-۲۰۰۰ را افزایش خواهد داد.

یوری و بوید^۴ (۱۹۹۷) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثرات اقتصادی افزایش قیمت حامل‌های انرژی در مکزیک پرداختند و تاثیر افزایش قیمت برق را در اقتصاد مکزیک با استفاده از یک مدل تعادل عمومی *CGE*^۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان دادند که افزایش قیمت، سبب کاهش مصرف انرژی توسط خانوارها و تولیدکنندگان، کاهش تولید در بخش‌های تولیدی مصرف‌کننده این حامل‌های انرژی، کاهش اثرات مضر زیست محیطی و در نهایت، افزایش دریافتی‌های دولت می‌شود.

هوپ و سینگ^۶ (۱۹۹۵) به بررسی اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی و برق در شش کشور مالزی، غنا، زیمبابوه، کلمبیا، اندونزی و ترکیه در دهه ۸۰ بر بخش صنعت، خانوارها و متغیرهای کلان اقتصاد پرداختند. نتایج نشان دادند که در بیشتر کشورها

1- Lin, B, Jiang, Zh (2010)

2- Aboulein, E-laithy & others (2009)

3- Fetini, H. Bacan (1999)

4- Uri N.D and Boyd (1997)

5- Computable General Equilibrium

6- Hope, E. Singh, B. (1995)

الگوی مصرف انرژی به سمت جانمایی سوخت تغییر کرده است. همچنین با وجود افزایش قیمت انرژی در همه کشورها، نرخ رشد تولیدات صنعتی بعد از اصلاحات، بالاتر از قبل اصلاحات (به استثنای ترکیه) بوده است.

ماتسو کاوا، مادونا و ناکاشیما^۱ (۱۹۹۳) به پیاده کردن روش قیمت گذاری رمزی در صنعت برق ژاپن پرداختند و به این نتیجه رسیدند که برق کالایی کشش ناپذیر است. هاتاکر^۲ (۱۹۵۱)، فیشر و کایزن^۳ (۱۹۶۲)، نیز به برآورد تابع تقاضای برق پرداختند، نتایج نشان دادند که تعداد وسایل مصرف کننده انرژی به طور عمده به تغییرات درآمد، تغییرات جمعیت و تعداد خانوارهای مشترک برق بستگی دارد و قیمت انرژی تأثیری بر تعداد این وسایل ندارد.

دیتون و مولبایر^۴ (۱۹۸۰)، از سیستم تقریباً ایده آل برای برآورد تقاضای گروه‌های کالایی استفاده کردند.

بلانسی فورتی و گرین^۵ (۱۹۸۳) نشان دادند که اگر خودهمبستگی سریالی مشاهده شده در معادلات تقاضای مدل ارائه شده توسط دیتون و مولبایر از تصریح نادرست مدل باشد، منظور کردن شکل‌گیری عادات به تصحیح این خطا کمک می‌کند. پراسر^۶ (۱۹۸۵) مدل با وقفه محدود برای قیمت حامل‌های انرژی را تصریح کرد و تابع تقاضای انرژی برای کشورهای *OECD* ارائه کرد.

۴- مدل و روش برآورد آن

جهت برآورد سیستم معادلات تقاضا با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل می‌توان از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (*SUR*)^۷ که اولین بار توسط زلنر^۸ به کار گرفته شده است، استفاده کرد (زلنر، ۱۹۶۲).

1- Matsukawa, I & Madono, S. & Nakashima, T. (1993)

2- Houthaker, H. S. (1951)

3- Fisher F.M & Kaysen, C. (1962)

4- Deaton & Muellbauer. (1980)

5- Blanciforti, L & Green, R. (1983)

6- Prosser, R. D. (1985)

7- Seemingly Unrelated Regression

8- Zellner (1962)

علت استفاده از تکنیک *SUR* وجود همبستگی بین جملات اخلاص معادلات تقاضا یا سهم هزینه با هم است. وجود ارتباط بین جملات اخلاص معادلات متفاوت به این علت است که جمع سهم‌های هزینه برابر واحد است. بنابراین اگر طرفین معادلات با هم جمع شوند، جمع طرف دوم معادلات نیز باید برابر واحد شود (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶). جملات اخلاص با وجود فرض جمع‌پذیری برابر صفر می‌شود، یعنی $\sum \varepsilon_i = 0$. و این به معنی ارتباط خطی جملات اخلاص معادلات یکسان است. مجموع تمام متغیرهایی که وارد نشده‌اند در جملات اخلاص ظاهر خواهد شد و بین این جملات همبستگی ایجاد خواهد کرد.

در روش *SUR* فرض بر این است که بین جملات اخلاص یک معادله خودهمبستگی وجود ندارد و این جملات دارای واریانس همسان هستند، اما جملات اخلاص در معادلات متفاوت دارای واریانس ناهمسان هستند. همچنین همبستگی همزمانی بین جملات اخلاص متفاوت وجود دارد، اما همبستگی غیرهمزمانی بین جملات اخلاص متفاوت وجود ندارد. بنابراین می‌توان $n-1$ معادله را تخمین زد و معادله n ام را با استفاده از قیود اعمال شده به دست آورد.

مزیت استفاده از مدل *SUR* به جای *OLS* برای برآورد معادلات در کارایی بیشتر روی تخمین‌زنده‌ها است. این کارایی با افزایش ارتباط بین جملات اخلاص بیشتر خواهد بود. به عبارت دیگر، هر چه ارتباط بین جملات اخلاص در معادلات متفاوت سهم هزینه با هم بیشتر باشد، روش *SUR* کاراتر خواهد بود. تحت برقراری دو شرط، بکارگیری روش *SUR* افزایشی در کارایی نسبت به روش *OLS* ایجاد نمی‌کند و چنانچه یکی از آنها نقض شود *OLS* کارا نیست. این دو شرط عبارتند از: تمام همبستگی‌های همزمان صفر باشند که با توجه به مطالب بالا این شرط برقرار نبوده و دیگری، متغیرهای توضیحی در تمام معادلات یکسان باشند که باید به آن توجه داشت که اگر در مدل محدودیت‌ها بین معادلات متفاوت وجود نداشت (به طور مثال، برای یک ضریب در معادله) برآوردهای *SUR* تفاوتی با برآوردهای *OLS* نمی‌کرد (جانستون، ۱۹۸۴).

برای آزمون محدودیت همگنی و تقارن از طریق *SUR* مدل را غیرمقید^۱ تخمین زده و با استفاده از آزمون والد^۲ این مساله را آزمون می‌کنیم. در صورت رد نشدن این قیود آن را به مدل، تحمیل و مدل را به صورت مقید^۳ تخمین می‌زنیم. در این پژوهش با توجه به اینکه هدف اصلی بررسی تاثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای آن بر مصرف خانوارها در ایران است، انتخاب تعداد گروه کالاها بر مبنای سهم هزینه گروه کالاها در هزینه خانوارها بوده است. ابتدا برق را به عنوان یک کالا انتخاب کرده و سپس بقیه کالاها براساس سهم هزینه‌ای انتخاب شده‌اند تا توازن بین آنها برقرار باشد و به این صورت در نظر می‌گیریم که:

$$W_b = \alpha + \gamma_1 \ln P_b + \gamma_{11} \ln P_{Kh} + \gamma_{1r} \ln P_p + \gamma_{1f} \ln P_M + \gamma_{1s} \ln P_C + \beta \ln \left(\frac{M}{P^*} \right)$$

$$W_{Kh} = \alpha + \gamma_1 \ln P_b + \gamma_{11} \ln P_{Kh} + \gamma_{1r} \ln P_p + \gamma_{1f} \ln P_M + \gamma_{1s} \ln P_C + \beta \ln \left(\frac{M}{P^*} \right)$$

$$W_p = \alpha + \gamma_r \ln P_b + \gamma_{r1} \ln P_{Kh} + \gamma_{rr} \ln P_p + \gamma_{rf} \ln P_M + \gamma_{rs} \ln P_C + \beta \ln \left(\frac{M}{P^*} \right)$$

$$W_M = \alpha + \gamma_f \ln P_b + \gamma_{f1} \ln P_{Kh} + \gamma_{fr} \ln P_p + \gamma_{ff} \ln P_M + \gamma_{fs} \ln P_C + \beta \ln \left(\frac{M}{P^*} \right)$$

$$W_C = \alpha + \gamma_s \ln P_b + \gamma_{s1} \ln P_{Kh} + \gamma_{sr} \ln P_p + \gamma_{sf} \ln P_M + \gamma_{ss} \ln P_C + \beta \ln \left(\frac{M}{P^*} \right)$$

که در آن W_b سهم مخارج برق از کل بودجه خانوار، W_{Kh} سهم مخارج خوراک و دخانیات، W_p سهم مخارج پوشاک و کفش، W_M سهم مخارج مسکن، W_C سهم مخارج سایر گروه کالاها است. P_M, P_p, P_{Kh}, P_b به ترتیب شاخص‌های قیمت برق، خوراک و دخانیات، پوشاک و کفش و مسکن هستند. M کل بودجه خانوار و P^* شاخص قیمتی استون است.

1- Unrestricted

2- Wald

3- Restricted

یادآور می‌شود که برای به دست آوردن سهم مخارج سایر گروه کالایی از سهم مخارج بهداشت و درمان، حمل و نقل، ارتباطات، تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، اثاث و کالا و خدمات متفرقه استفاده شده است و قیمت آن نیز از میانگین وزنی گروه‌های بالا به دست آمده است. اثر هدفمندی یارانه انرژی برق و افزایش قیمت آن نیز با توجه به کشش‌های قیمتی و درآمدی تحلیل خواهد شد.

۵- داده‌ها و نتایج تجربی

در این پژوهش از آمار سری زمانی بودجه خانوار، شاخص بهای کالاها و خدمات مختلف در مناطق شهری و روستایی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۱ از دو نهاد رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران اخذ شده است. از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نتایج بررسی بودجه خانوار شهری و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری در دوره مطالعه ۱۳۷۰-۱۳۹۱ و از مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار روستایی، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوار روستایی استفاده شده است.

در حال حاضر آمار هزینه و درآمد خانوارهای شهری از طریق دو منبع «مرکز آمار ایران» و «بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران» و آمار هزینه و درآمد خانوارهای روستایی توسط «مرکز آمار ایران» منتشر می‌شود. به دلیل فقدان و کمبود داده‌های منتشر شده برای هزینه و درآمد خانوار شهری توسط «مرکز آمار ایران» این داده‌ها از «بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران» جمع‌آوری شده‌اند. شاخص قیمت انرژی برق از ترازنامه انرژی که سالانه توسط وزارت نیرو تهیه می‌شود، اخذ شده است. توابع تقاضای گروه کالایی برای خانوارهای شهری و روستایی به طور جداگانه برآورد شده که در ادامه نتایج برآورد برای خانوار شهری و سپس برای خانوار روستایی گزارش می‌شود.

۵-۱ برآورد تقاضای گروه‌های کالایی برای خانوار شهری

به منظور تخمین و برآورد پارامترهای مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، ابتدا معادلات چهار گروه کالایی را برای خانوار شهری به صورت غیر مقید تخمین زده و

سپس به آزمون محدودیت‌های همگنی و تقارن می‌پردازیم. در صورت پذیرش این قیود، مدل به صورت مقید به قیود یاد شده برآورد می‌شود.

جدول ۱- آزمون محدودیت همگنی برای تقاضای خانوار شهری

معادله تقاضای مورد نظر	آماره کای دو	Prob
معادله برق	۰/۰۰۶۴	۰/۹۳۶
معادله خوراک و دخانیات	۸/۶۴۹	۰/۰۰۳۳
معادله پوشاک و کفش	۲/۶۲۲	۰/۱۰۵۴
معادله سایر	۰/۰۰۶۸۸	۰/۹۳۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- آزمون محدودیت تقارن برای تقاضای خانوار شهری

رابطه تقارن	آماره کای دو	Prob
تمامی گروه‌ها به طور همزمان	۲۰/۷۸۵	۰/۰۰۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۱) فرضیه همگنی برای گروه کالایی خوراک و دخانیات در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود در حالی که این فرضیه را برای دیگر گروه‌های کالایی نمی‌توان رد کرد، اما فرضیه تقارن با توجه به نتایج جدول (۲) برای همه گروه‌های کالایی رد می‌شود. بنابراین مدل به صورت مقید به قید همگنی باید برآورد شود (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶). ضرایب معادله تقاضا برای مسکن نیز با توجه به محدودیت‌ها براساس ضرایب سایر معادلات محاسبه شده است. ضرایب به دست آمده در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳- برآورد ضرایب معادلات مقید به همگنی برای تقاضای خانوار شهری

معادله و ضرایب	برق	خوراک و دخانیات	پوشاک و کفش	مسکن	سایر
عرض از مبدا	۰/۱۰۲ (۱۹/۳۲)	*-۰/۰۳۴ (-۰/۲۹)	-۰/۱۱۹ (-۲/۷۶)	-۰/۰۹۹ ---	۱/۱۵ (۷/۰۹)
برق	۰/۰۰۷ (۱۹/۹۸)	*۰/۰۰۰۷۵ (۰/۰۹۱)	-۰/۰۰۷ (-۲/۰۰۵)	-۰/۰۲۳ ---	۰/۰۲۲ (۱/۸۶)
خوراک و دخانیات	*-۰/۰۰۱۴ (-۱/۳۲)	۰/۱۲۷ (۶/۰۱۷)	-۰/۰۱۴ (-۱/۵۷)	۰/۱۲ ---	-۰/۲۳ (-۷/۱۰)

ادامه جدول ۳- برآورد ضرایب معادلات مقید به همگنی برای تقاضای خانوار شهری

۰/۱۴ (-۴/۲۲)	۰/۰۶ ---	۰/۰۵ (۵/۶۱)	۰/۰۳۴ (۱/۵۴)	-۰/۰۰۴ (-۳/۸۲)	پوشاک و کفش
۰/۰۹۳ (۳/۸۹)	۰/۰۵۳ ---	-۰/۰۱۶ (-۲/۴۷)	-۰/۱۲۹ (-۸/۴۶)	-۰/۰۰۱۴ (-۱/۷۴)	مسکن
-۰/۵۸۱ ---	۰/۶۲۹ ---	-۰/۰۱۴ ---	-۰/۰۳۳ ---	۰/۰۰۰۱۳ ---	سایر
-۰/۰۰۷ (-۵/۶۴)	۰/۰۳۳ ---	۰/۰۱۴ (۴/۲۹)	۰/۰۲۹ (۳/۱۷)	-۰/۰۰۷۱ (-۱۷/۹۱)	مخارج
۰/۹۶	---	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۳	ضریب تعیین

- اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می‌دهد.

* معنی‌دار نیستند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۱-۱ کشش‌های تقاضا برای گروه‌های کالایی خانوار شهری

در محاسبه تمامی کشش‌ها با استفاده از معادلات (۲۱) تا (۲۵) از مقادیر میانگین سهم‌ها در طول دوره استفاده شده است. همچنان که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود کشش مخارجی برای برق ۰/۱۰ است. در نتیجه انرژی برق در بودجه کل خانوار کشش مخارجی مثبت و کوچکتر از واحد دارد. به عبارت دیگر، با افزایش بودجه کل خانوار سهم این گروه کالا با نسبت کمتری افزایش پیدا می‌کند. با این تفاسیر می‌توان گفت برق یک کالای ضروری برای خانوارهای شهری به شمار می‌آید.

عناصر قطری جدول (۴) نمایانگر کشش‌های قیمتی خودی و عناصر خارجی قطر، کشش متقاطع را نشان می‌دهند. بررسی کشش‌های قیمتی خودی نشان می‌دهد که برای هر پنج گروه کالایی کشش قیمتی منفی است، یعنی طبق انتظار بین مقدار تقاضا و قیمت یک رابطه منفی وجود دارد. همچنان که ملاحظه می‌شود کشش خودی قیمتی برای برق ۰/۱۳۴- است، به این معنی که با یک درصد افزایش در قیمت برق، تقاضای خانوار شهری ۰/۱۳۴ درصد کاهش پیدا می‌کند و چون قدرمطلق کشش برق کوچکتر از صفر است، تابع تقاضا برای آن کشش‌ناپذیر است.

علامت مثبت کشش متقاطع نشان‌دهنده جانشین بودن دو کالا و علامت منفی نشان‌دهنده مکمل بودن دو کالا است، اما به دلیل اینکه هر یک از این گروه‌ها شامل زیرگروه‌های بسیار هستند و ممکن است در داخل این زیرگروه‌ها موارد مشترک هم باشند، بنابراین به طور قطعی نمی‌توان دلیل برای درست بودن رابطه جانشینی و مکملی گروهی با گروه دیگر بیان کرد. سطر اول جدول (۴) $\epsilon_{۱۲}$, $\epsilon_{۱۳}$, $\epsilon_{۱۴}$, $\epsilon_{۱۵}$ به ترتیب از چپ به راست، نشان‌دهنده کشش متقاطع برق با خوراک و دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن و سایر است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش یک درصدی در قیمت برق منجر به کاهش ۰/۴۵۵ درصدی در تقاضای پوشاک و کفش، افزایش ۰/۰۷۱ درصدی در تقاضای گروه کالایی مسکن و افزایش ۰/۱۶۲ درصدی در تقاضای گروه کالایی سایر می‌شود. از طرفی به علت معنی دار نبودن ضریب لگاریتم قیمت خوراک و دخانیات در معادله برق، مخارج خوراک و دخانیات تاثیری بر مخارج انرژی برق نمی‌گذارد.

جدول ۴- کشش‌های تقاضا برای گروه‌های کالایی خانوار شهری

سایر	مسکن	پوشاک و کفش	خوراک و دخانیات	برق	گروه کالایی	
۰/۰۶۴	-۰/۰۸۳	-۰/۰۹۶	---	-۰/۱۳۴	برق	کشش جبران‌نشده (مارشالی)
-۰/۰۵۹	۰/۳۹۲	-۰/۲۵۹	-۰/۰۵۹	---	خوراک و دخانیات	
-۰/۰۳۸	۰/۲۰۹	-۰/۲۸	۰/۱۱۲	-۰/۴۵۵	پوشاک و کفش	
۰/۰۳۱۳	-۰/۰۸۴	-۰/۲۸۹	-۰/۴۷۲	۰/۰۷۱	مسکن	
-۲/۵۵	۲/۲۳۵	-۰/۲۸۱	-۰/۱۴۸	۰/۱۶۲	سایر	
۰/۰۷	-۰/۰۷۴	-۰/۰۸۷	---	-۰/۱۳۳	برق	کشش جبرانی (هیکسی)
-۰/۰۳۵۶	۰/۰۷۱۶	۰/۱۸۷	-۰/۰۲۷۲	---	خوراک و دخانیات	
-۰/۰۳۲۴	۰/۰۲۸۶	-۰/۰۱۹۸	۰/۱۸۷	-۰/۴۴۸	پوشاک و کفش	
۰/۰۵۳۶	-۰/۰۵۳	۰/۰۴۴	-۰/۰۱۶۹	۰/۰۹۷	مسکن	
-۲/۲۶	۲/۵۲	۰/۱۵۱	۰/۱۴۱	۰/۱۹۶	سایر	
۰/۰۸۱	۱/۱۲	۱/۲۱	۱/۱	۰/۱۰	کشش مخارجی	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های هیکسی، تقریباً همانند کشش‌های مارشالی است و تفاوت قابل ملاحظه‌ای مشاهده نمی‌شود که از این جهت منطبق با این تئوری است که واکنش مصرف‌کنندگان در مقابل تغییرات قیمت خود کالا زمانی که درآمد جبران نمی‌شود بالاتر است.

از طرفی انرژی برق نسبت به گروه کالایی مسکن جانشین ناخالص است، در حالی که گروه کالایی مسکن نسبت به انرژی برق مکمل ناخالص‌اند. این مشکل با تعریف کشش جانشینی آلن و موریشیما بر طرف خواهد شد (منظور و همکاران، ۱۳۸۸). کشش جانشینی ناخالص به جهت اثر درآمدی ناشی از تغییرات قیمت، طبقه‌بندی نامتقارنی از کالاها نسبت به یکدیگر ارائه می‌کند به طوری که هر چند کشش جانشینی کالای i نسبت به قیمت کالای j منفی (مثبت) است، کشش جانشینی کالای j نسبت به قیمت کالای i می‌تواند مثبت (منفی) شود. به منظور رفع این مشکل در مجموع دو روش عملی برای محاسبه کشش‌های جانشینی جزیی بین دو متغیر ارائه شده است: «کشش جانشینی آلن (AES)»^۱ و «کشش جانشینی موریشیما (MES)»^۲ (منظور و همکاران، ۱۳۸۸).

کشش جانشینی آلن براساس مطالعات بلک اورابی و راسل^۳ (۱۹۸۱ و ۱۹۸۹) در سیستم معادلات سهم مخارج (AIDS) عبارتند از:

$$\sigma_{ij}^a = \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i w_j} \right) + 1 \quad (20)$$

$$\sigma_{ij}^a = \gamma_{ij} + \frac{w_i (w_i - 1)}{(w_i)^2} \quad (21)$$

1- The Allen Elasticity of Substitution
 2- The Morishima Elasticity of Substitution
 3- Blackorby and Russel

γ_{ij} ضریب پارامتر در معادله مورد نظر و w سهم بودجه اختصاص یافته به گروه کالایی مورد نظر از کل بودجه خانوار است. با اینکه کشش جانشینی آلن روش متداولی در تحلیل رفتار جانشینی بین کالاها در شرایط مختلف است، اما براساس مطالعات بلک اورابی و راسل (۸۹ و ۱۹۸۱)، زمانی که روابط جانشینی بیش از دو کالا از طریق کشش جانشینی آلن بررسی می‌شود، به دلیل پیچیده شدن روابط، دقت کشش‌های جانشینی آلن به عوامل متعددی از جمله روش انتخاب نقطه تخمین، بستگی خواهد داشت و در نتیجه برآورد حاصل از آن غیر قابل استناد خواهد بود. آنها در چنین مواردی «کشش جانشینی موریشیما» که نتایج دقیق‌تری از روابط جانشینی ارائه می‌دهد، پیشنهاد داده‌اند.

کشش جانشینی موریشیما به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{ij}^m = w_i(\sigma_{ji}^a - \sigma_{ii}^a) \quad (22)$$

کشش‌های موریشیما اثرات تغییر قیمت بر نسبت دو کالا را نشان می‌دهند؛ اگر کشش به دست آمده مثبت باشد، دو کالا جانشین موریشیمای یکدیگر و اگر منفی باشد، مکمل موریشیما هستند. نتایج برآورد کشش‌های موریشیما در جدول (۵) محاسبه شده است. براساس نتایج این جدول ملاحظه می‌شود تمامی گروه‌های کالایی دو به دو جانشین موریشیمای یکدیگر هستند.

جدول ۵- کشش‌های موریشیما تقاضای گروه‌های کالایی - خانوار شهری

کشش‌های موریشیما					گروه کالایی
سایر	مسکن	پوشاک و کفش	خوراک و خانیاات	برق	
۰,۰۱۵۸	۰,۰۰۱۶	۰,۰۰۷۸	---	---	برق
۰,۲۳	۰,۳۴۸	۰,۳۱۰۹	---	---	خوراک و دخانیات
۰,۰۱۹۴	۰,۰۷۱	---	۰,۰۷	۰,۰۶۸	پوشاک و کفش
۰,۳۳۷	---	۰,۲۹۹	۰,۲۸۳	۰,۳۰۳۲	مسکن

---	۰,۹۴	۰,۶۲۱۸	۰,۶۳۴	۰,۶۲۸	سایر
-----	------	--------	-------	-------	------

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲ برآورد تقاضای گروه‌های کالایی برای خانوار روستایی

به منظور تخمین مدل و برآورد پارامترهای مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل ابتدا معادلات چهار گروه کالایی را برای خانوار روستایی به صورت غیرمقید تخمین زده و سپس به آزمون محدودیت‌های همگنی و تقارن می‌پردازیم. در صورت تایید فرضیه همگنی و یا تقارن، مدل را به صورت مقید به قیود یاد شده برآورد می‌کنیم.

جدول ۶- آزمون محدودیت همگنی برای تقاضای خانوار روستایی

معادله تقاضای مورد نظر	آماره کای دو	Prob
معادله برق	۱۵/۱۰۵	۰/۰۰۰۱
معادله خوراک و دخانیات	۰/۰۳۹	۰/۸۴۳۵
معادله پوشاک و کفش	۱/۸۶	۰/۱۷۲۶
معادله سایر	۱۴/۸۳	۰/۰۰۰۱

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- آزمون محدودیت تقارن برای تقاضای خانوار روستایی

رابطه تقارن	آماره کای دو	Prob
تمامی گروه‌ها به طور همزمان	۳۸/۶۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در نتیجه با توجه به جدول (۶) فرضیه همگنی برای گروه‌های کالایی برق و سایر در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود، در حالی که برای دیگر گروه‌های کالایی این فرضیه را نمی‌توان رد کرد، ولی فرضیه تقارن رد می‌شود (جدول ۷). بنابراین قید همگنی در معادلات سهم برای خانوار روستایی اعمال شده (موسوی و همکاران، ۱۳۸۶) و معادلات سهم برق، خوراک و دخانیات، پوشاک و کفش و سایر مقید به قید

تاثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوارها... ۲۳

همگنی با روش *SUR* برآورد می‌شود. ضرایب معادله مسکن نیز با توجه به محدودیت‌ها براساس ضرایب سایر معادلات محاسبه شده است. ضرایب به دست آمده در جدول (۸) آورده شده است.

جدول ۸- برآورد ضرایب معادلات مقید به قید همگنی برای تقاضای خانوار روستایی

معادله و ضرایب	برق	خوراک و دخانیات	پوشاک و کفش	مسکن	سایر
عرض از مبدا	۰/۰۵۷ (۴/۴۳)	۰/۳۴۴ (۲۹/۹۷)	۰/۰۴۶۵ (۱۱/۶۷)	۰/۱۲۶ ---	۰/۴۳ (۴۸/۰۵)
برق	۰/۰۰۹۴ (۴/۷۰۵)	۰/۰۲۱ (۱/۶۳)	-۰/۰۱۹ (-۲/۱۳)	۰/۰۳۸ ---	-۰/۰۴۹ (-۴/۱۸)
خوراک و دخانیات	-۰/۰۱۷ (-۳/۶۲)	۰/۱۷۲ (۵/۹۲)	*-۰/۰۰۳۳ (-۰/۱۴)	۰/۰۸۳ ---	-۰/۲۴ (-۷/۷۸)
پوشاک و کفش	-۰/۰۰۹۷ (-۱/۴۷)	*۰/۰۰۳۷ (۰/۰۹۷)	۰/۰۳۷ (۳/۴۴)	۰/۰۷۵ ---	-۰/۱۱ (-۲/۷۵)
مسکن	*۰/۰۰۸۷ (۱/۴۵۵)	-۰/۱۵ (-۵/۰۵۹)	-۰/۰۳۲ (-۳/۳۷)	۰/۰۱۳ ---	۰/۱۶ (۵/۷۸)
سایر	۰/۰۸۴ ---	-۰/۰۴۶ ---	۰/۰۱۸ ---	-۰/۲۱ ---	۰/۲۳ ---
مخارج	-۰/۰۰۶۹ (-۳/۷۶۳)	۰/۰۲۲ (۸/۷۱۵)	۰/۰۱۶ (۱۸/۰۴)	۰/۰۰۰۱ ---	-۰/۰۳۱ (-۱۶/۸)
ضریب تعیین	۰/۹۰	۰/۹۶	۰/۹۸	---	۰/۹۸

- اعداد داخل پرانتز آماره *t* را نشان می‌دهد.

* معنی‌دار نیست.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲-۱ کشش‌های تقاضا برای گروه‌های کالایی خانوار روستایی

جدول ۹- کشش‌های تقاضا برای گروه‌های کالایی خانوار روستایی

گروه کالایی	برق	خوراک و دخانیات	پوشاک و کفش	مسکن	سایر
برق	-۰/۱۴	۰/۰۴۸	-۰/۱۸۹	۰/۲۶۱	-۰/۱۵۴

-۰/۷۰۱	۰/۵۵۲	---	-۰/۶۲	-۱/۲۴۵	خوراک و دخانیات
-۰/۳۲۴	۰/۵۴۵	-۰/۶۵	---	-۰/۸۲۸	پوشاک و کفش
۰/۵۲	-۰/۹۱	-۰/۳۳۹	-۰/۳۶۱	---	مسکن
-۰/۲۴	-۲/۰۷۱	۰/۰۹۴	-۰/۱۱۶	۰/۹۶۲	سایر

ادامه جدول ۹- کسش‌های تقاضا برای گروه‌های کالایی خانوار روستایی

سایر	مسکن	پوشاک و کفش	خوراک و دخانیات	برق	گروه کالایی	کسش برآوردی (هکتسی)
-۰/۱۴۴	۰/۲۷۲	-۰/۱۷۷	۰/۰۶	-۰/۱۳	برق	
-۰/۳۱۷	-۰/۹۷۸	---	-۰/۱۷	-۱/۰۸۵	خوراک و دخانیات	
-۰/۲۳۳	۰/۶۴۷	-۰/۵۳۷	---	-۰/۷۹	پوشاک و کفش	
۰/۶۵۱	-۰/۷۶	-۰/۱۷۲	-۰/۲۰۸	---	مسکن	
۰/۰۴۳	-۱/۷۵۴	۰/۴۶	۰/۲۱۷	۱/۰۸۱	سایر	
۰/۹۰	۱	۱/۱۵	۱/۰۵	۰/۳۸	کسش مخارجی	

ماخذ: یافته‌های پژوهش

همچنان که در جدول (۹) مشاهده می‌شود کسش مخارجی برای برق ۰/۳۸ است، به این معنی که با یک درصد افزایش در مخارج کل خانوار روستایی، سهم انرژی برق ۰/۳۸ درصد افزایش می‌یابد و از آنجایی که کسش درآمدی برق مثبت و کوچک‌تر از واحد است، به این ترتیب با افزایش کل مخارج خانوار سهم این گروه کالایی با نسبت کمتری افزایش می‌یابد. با این تفاسیر می‌توانیم بگوییم انرژی برق یک کالای ضروری برای خانوار روستایی است.

بررسی کسش‌های قیمتی خودی نشان می‌دهد که برای هر پنج گروه کالایی کسش خودقیمتی منفی است. یعنی طبق انتظار بین مقدار تقاضا و قیمت یک رابطه منفی وجود دارد. همچنان که ملاحظه می‌شود کسش خود قیمتی برای برق ۰/۱۴- است، به این معنی که با یک درصد افزایش در قیمت برق تقاضای خانوار روستایی ۰/۱۴ درصد کاهش می‌یابد و چون قدرمطلق آن کوچکتر از صفر است، تابع تقاضا برای برق کسش ناپذیر است.

در بررسی کشش متقاطع، سطرها تاثیر تغییرات قیمت گروه‌های کالایی را بر تقاضای خود گروه‌ها و سایر گروه‌های کالایی در جدول (۹) نشان می‌دهد. علامت مثبت کشش متقاطع نشان‌دهنده جانشین بودن دو کالا و علامت منفی نشان‌دهنده مکمل بودن دو کالا است. سطر اول جدول (۹)، $\epsilon_{۱۲}, \epsilon_{۱۳}, \epsilon_{۱۴}, \epsilon_{۱۵}$ به ترتیب از چپ به راست، نشان‌دهنده کشش متقاطع برق با خوراک و دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن و سایر است. بنابراین می‌توان گفت که افزایش یک درصدی در قیمت برق منجر به کاهش $۱/۲۴۵$ درصدی در تقاضای خوراک و دخانیات، کاهش $۰/۸۲۸$ درصدی در تقاضای پوشاک و کفش و افزایش $۰/۹۶۲$ درصدی در تقاضای گروه کالایی سایر می‌شود. علاوه بر این به علت معنی‌دار نبودن ضریب لگاریتم قیمت گروه کالایی مسکن در معادله انرژی برق، کشش متقاطع برای آن محاسبه نمی‌شود و این به آن معنا است که مخارج مسکن تاثیری بر مخارج انرژی برق نمی‌گذارد.

نتایج حاصل در جدول (۹) از محاسبه کشش‌های هیکسی همانند کشش‌های مارشالی است و تفاوتی مشاهده نمی‌شود. قدرمطلق کشش‌های خود قیمتی جبران نشده (مارشالی) بزرگ‌تر از کشش‌های خود قیمتی جبرانی (هیکسی) است که از این جهت منطبق با این تئوری است که واکنش مصرف‌کنندگان در مقابل تغییرات و قیمت خود کالاها زمانی که درآمد جبران نمی‌شود بالاتر است.

همچنین انرژی برق نسبت به گروه کالایی خوراک و دخانیات مکمل ناخالص یکدیگر و گروه کالایی خوراک و دخانیات نسبت به انرژی برق جانشین ناخالص یکدیگرند. برای رفع مشکل کشش‌های موریشیما گروه‌های کالایی محاسبه شده‌اند. برای دیگر گروه‌های کالایی نیز این کشش محاسبه شده است. نتایج برآورد کشش‌های موریشیما در جدول (۱۰) محاسبه شده است. براساس نتایج این جدول ملاحظه می‌شود تمامی گروه‌های کالایی دو به دو جانشین یکدیگرند.

جدول ۱۰- کشش موریشیما تقاضای گروه‌های کالایی - خانوار روستایی

کشش‌های موریشیما					گروه کالایی
سایر	مسکن	پوشاک و کفش	خوراک و دخانیات	برق	
۰,۰۱۱	---	۰,۰۱۱	۰,۰۱۱	---	برق

خوراک و دخانیات	۰,۱۸۳	---	---	۰,۴۶۸	۰,۳۲۲
پوشاک و کفش	۰,۹۸	---	---	۰,۱۱۲	۰,۱۰۳
مسکن	۰,۱۸	۰,۱۵۴	۰,۱۵۸	---	۰,۱۷۲
سایر	۰,۳۹	۰,۳۰	۰,۵۴	۰,۱۰	---

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۵ مقایسه تاثیر هدفمندی یارانه انرژی برق بر تقاضای خانوار شهر و روستا- سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۰

برای بررسی بیشتر تاثیر هدفمندی یارانه انرژی برق و مقایسه‌ای بین شهر و روستا، کشش قیمتی خودی مارشالی و کشش مخارجی با استفاده از روابط (۲۲) و (۲۱) برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۱ محاسبه و در جدول (۱۱) و (۱۲) سازماندهی شدند. به این دلیل که هدفمندی یارانه انرژی برق و افزایش قیمت آن تاثیر خود را بیشتر در سال‌های ۹۰ و ۹۱ بر مصرف خانوارها نشان داد، کشش‌ها به صورت جداگانه برای این دو سال محاسبه شدند.

با توجه به نتایج جدول (۱۱) پس از هدفمندی، کشش قیمتی خودی مارشالی برق در سال ۹۰ برای خانوار شهری $0/32-$ در حالی که در سال ۹۱ برابر $0/16-$ محاسبه شده است. این کشش در همان سال‌های مورد بررسی برای خانوار روستایی به ترتیب $0/40-$ و $0/24-$ به دست آمد. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت که در سال ۹۰ با بالا رفتن قیمت‌ها، خانوارها در کوتاه‌مدت کمتر عکس‌العمل نشان داده و مصرفشان کاهش کمتری داشته است. به عنوان مثال، خانوارها در اثر افزایش قیمت برق به سرعت نمی‌توانند الگوی مصرف و یا وضعیت مسکن خود را تغییر داده و یا وسایل با بازده بالا را جایگزین وسایل فرسوده برقی کنند، بنابراین به علت کشش ناپذیری بیشتر در کوتاه‌مدت، افزایش قیمت در سال‌های ۸۹ و ۹۰ (به علت هدفمندی یارانه انرژی برق) باعث افزایش P بیش از کاهش Qd شده، بنابراین سهم برق در بودجه کل خانوار بالا رفته است. اما در سال ۹۱ مردم فرصت بیشتری برای عکس‌العمل داشته‌اند، بنابراین احتمالاً Qd بیشتر کاهش یافته و سهم برق از کل بودجه خانوار کم شده است. در نتیجه کوچک‌تر بودن کشش قیمتی محاسبه شده در

سال ۹۱ نسبت به سال ۹۰ نشان می‌دهد که اگر افزایش قیمت جدیدی در سال ۹۱ رخ دهد، میزان عکس‌العمل مصرف‌کننده کمتر خواهد بود.

کشش مخارجی (جدول ۱۲) برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۱ برای خانوار شهری به ترتیب ۰/۲۹ و ۰/۱۲ و برای خانوار روستایی ۰/۵۶ و ۰/۴۵ به دست آمد که می‌تواند نشان‌دهنده این مطلب باشد که در بخش روستایی، هدفمندی یارانه انرژی برق و افزایش قیمت آن باعث می‌شود درصد بالایی از بودجه خانوار روستایی نسبت به خانوار شهری به انرژی برق اختصاص یابد، در نتیجه سیاست‌های قیمتی در راستای افزایش قیمت انرژی می‌تواند مخارج زندگی را برای خانوار روستایی بیشتر افزایش داده و در نتیجه رفاه آنها به نسبت بیشتری کاهش یابد.

جدول ۱۱- کشش‌های قیمتی خودی مارشالی خانوار شهری - روستایی (سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۱)

خانوار روستایی		خانوار شهری	
سال ۹۰	۰/۴۰	سال ۹۰	-۰/۳۲
سال ۹۱	-۰/۲۴	سال ۹۱	-۰/۱۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۲- کشش‌های مخارجی خانوار شهری - روستایی (سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۱)

خانوار روستایی		خانوار شهری	
سال ۹۰	۰/۵۶	سال ۹۰	۰/۲۹
سال ۹۱	۰/۴۵	سال ۹۱	۰/۱۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری و سیاست‌های پیشنهادی

با توجه به یافته‌های پژوهش می‌توان توصیه‌های زیر را در جهت اتخاذ سیاست‌های مناسب ارائه کرد. از آنجا که قدرمطلق کشش قیمتی خودی برای هر دو نوع خانوار شهری و روستایی کمتر از واحد و کوچک به دست آمده، سیاست‌های قیمتی انرژی به تنهایی برای کاهش مصرف برق احتمالاً کارساز نبوده و ضرورت ایجاد می‌کند در

کنار آن از سیاست‌های مکملی چون تشویق مردم به استفاده از وسایل کم مصرف، افزایش فرهنگ مصرف و آگاهی عمومی استفاده شود. همچنین مدل تعرفه‌های پلکانی افزایشی^۱ در قیمت گذاری برق می‌تواند در شرایط افزایش قیمت‌ها توجیه اقتصادی داشته باشد. همچنین از آنجا که انرژی برق برای خانوارهای شهری و روستایی کالایی ضروری به حساب می‌آید، در بخش روستایی هدفمندی یارانه انرژی باعث می‌شود درصد بالایی از بودجه خانوار روستایی نسبت به خانوار شهری به انرژی برق اختصاص یابد، در نتیجه سیاست‌های قیمتی در راستای افزایش قیمت انرژی می‌تواند مخارج زندگی را در بخش روستایی افزایش و منجر به کاهش رفاه خانوارها شود، بنابراین حمایت از این خانوارها در برابر نتایج منفی ناشی از هدفمندی یارانه انرژی می‌تواند در اولویت باشد.

۷- منابع و ماخذ

الف) فارسی

- ۱- آخوندزاده، طاهره (۱۳۸۸)، «آثاررفاهی تعدیل قیمت حامل‌های انرژی»، پایان نامه دکتری، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهرا (س).
- ۲- اسدی مهماندوستی، الهه (۱۳۸۸)، «لزوم و چگونگی اصلاح مصرف و یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و سنجش آثار تورمی» فصلنامه اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۰، ص ۱۳۹-۱۲۱.
- ۳- امینی، صفی‌ار (۱۳۸۸)، «طرح تحقیقاتی بررسی و تعیین حداقل معیشت خانوارهای شهری استان کردستان»، خرداد ۱۳۸۸، دانشگاه آزاد سنندج.
- ۴- باستانزاد، حسین (۱۳۷۷)، «بررسی اثر تورمی افزایش قیمت انرژی»، نشریه اقتصاد و برنامه ریزی و بودجه، شماره ۲۵ و ۲۶.
- ۵- بانک مرکز جمهوری اسلامی ایران، نتایج بررسی بودجه خانوار شهری، سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۷۰)، تهران.

- ۶- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی خانوار شهری، سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۷۰)، تهران.
- ۷- حسین نژاد، آمنه، برآورد تقاضای حامل‌های انرژی خانوارهای شهری و روستایی کشور طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۰: رویکرد تابع تقاضای تقریباً ایده آل، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه الزهرا (س).
- ۸- خوش‌سیما، رضا (۱۳۸۲)، «بررسی تقاضای انرژی در بخش خانگی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۹- رضایی، مجید (۱۳۷۸)، «برآورد سیستم تقاضای حامل‌های انرژی در بخش خانگی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۱۰- زورار، پرمه (۱۳۸۴)، «بررسی یارانه انرژی و آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر سطوح قیمت‌ها در ایران»، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۴، ص ۱۴۸-۱۱۷.
- ۱۱- سهیلی، کیومرث (۱۳۸۲)، «بررسی تطبیقی مدل‌های تقاضای انرژی»، مجله دین و ارتباطات، شماره ۱۷، ص ۱۹۴-۱۵۹.
- ۱۲- سوری، بختیار (۱۳۷۷)، «بررسی اثرات تورمی افزایش قیمت، گروه مدل‌سازی و تلفیق»، دفتر برنامه‌ریزی انرژی، معاونت امور انرژی، وزارت نیرو و عضو کمیته فنی انرژی و اقتصاد.
- ۱۳- شاهمرادی، اصغر، مهرآرا، محسن و فیاضی، نوید (۱۳۸۷)، «آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی و آثار آن بر رفاه خانوار و بودجه دولت از روش داده-ستانده»، مجله پژوهش‌های اقتصاد ایران، بهار ۸۹، شماره ۴۲، ص ۱۸۰-۱۶۳.
- ۱۴- صادقی، حسین، سلمانی، یونس و سهرابی‌وفا، حسین (۱۳۹۱)، «بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر رفاه مصرف‌کنندگان بخش خانگی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS)»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال نهم، شماره ۴۵، ص ۴۶-۲۳.
- ۱۵- صانعی، برات‌اله و سعادت، رحمان (۱۳۹۲)، «اثر کاهش یارانه برق بر شاخص‌های

کلان تاثیر گذار در تولید بخشی ایران»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۶۷، ص ۱-۲۰.

۱۶- محمدی، نرجس، برزگر، مرضیه و محمدی، وحید (۱۳۹۲)، «نقش هدفمندسازی یارانه‌ها بر نحوه مصرف برق مشترکین خانگی (مورد مطالعه: مشترکین خانگی برق مرودشت)»، هجدهمین کنفرانس شبکه های توزیع نیروی برق، کرمانشاه، اردیبهشت (۱۳۹۲)

۱۷- مرکز آمار ایران، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوار روستایی، سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۷۰)، تهران.

۱۸- مرکز آمار ایران، نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار روستایی، سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۷۰)، تهران.

۱۹- مرکز آمار ایران، آمار خام طرح بودجه خانوار، سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۷۰)، تهران.
۲۰- مشیری، سعید و شاهمرادی، اکبر (۱۳۸۵)، «برآورد تقاضای گاز طبیعی و برق خانوارهای کشور: مطالعه خرد مبتنی بر بودجه خانوار»، تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۲، ص ۳۰۵-۳۳۵.

۲۱- موسوی، میرحسین، رضایی، ابراهیم و هیراد، علیرضا (۱۳۸۶)، «بررسی تجربی سیستم تقاضای رتردام با استفاده از داده‌های مخارج مصرفی خانوارهای شهری (مطالعه موردی: استان آذربایجان غربی)»، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۱۷، ص ۱۱۷-۱۵۵.

۲۲- منظور، داود، جدیدزاده، علی و شاهمرادی، اصغر (۱۳۸۸)، «مدل‌سازی تقاضای انرژی خانگی در ایران، رویکرد تابع تقاضای انعطاف پذیر تقریباً ایده آل»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۳، ص ۷۱-۹۱.

۲۳- م. هندرسون، جیمز، وا. و کوانت، ریچارد (۱۳۹۱)، *تئوری اقتصاد خرد*، مترجم قره‌باقیان، مرتضی و پژویان، جمشید، چاپ چهاردهم، تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.

۲۴- نصرالهی، زهرا، صمدی، علی حسین و روشندل، مهرناز (۱۳۹۱)، «تجزیه و تحلیل

انرژی بخش خانگی در مناطق شهری ایران (۱۳۸۷-۱۳۶۳): انتخاب بین الگوی تقاضای سیستم تقریباً ایده آل و رتردام»، فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی، سال اول، شماره ۲، ص ۲۰۰-۱۷۳.

۲۵- وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه ریزی کلان برق و انرژی، ترازنامه انرژی سال‌های مختلف.

ب) انگلیسی

- 1- Aboulein, E-Laithy, Kheir-E-Din, H.(2009), "The Impact of Phasing out of Subsidies of Petroleum Energy Product in Egypt", The Egyptian Center for Economic Studies, no.145, pp 1-24.
- 2- Blackorby, C. and R. R. Russell. (1989), "Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?" *American Economic Review*, vol.79, no.79 .pp. 282-288.
- 3- Blanciforti, I., Green, R. (1983), "An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits :An Analysis of Expenditure on Food and Aggregate Groups", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, pp. 511-515.
- 4- Deaton, A.S,& Muellbauer, J.(1980), "An Almost Ideal Demand System", *American Economic Review*, vol. 70, no. 3, pp. 312-326.
- 5- Fetini, H, Bacon, R.(1999), "Economic Aspects of Increasing Energy Prices to Border Price Levels in the Islamic Republic of Iran", The World Bank, Middle East and Africa Region.
- 6- Fisher, F.M,& Kaysen, C.(1962), *The Demand of Electricity in the United States*, North Holland, Amsterdam.
- 7- Hope, E, Singh, B.(1995), "Energy Price Increases in Developing Countries: case study of Colombia, Ghana, Indonesia, Malaysia, Turkey, and Zimbabwe", Policy Research Department, Working Paper1442, World Bank, Policy Research Department, Washington, D.C.
- 8- Houthaker, H. S.(1975), "Some Calculation on Electricity Consumption in Great Britain in J Roy Stat Soc", vol.114, pp. 354-371.

- 9- Johnston, J.(1998), “*Econometric Methods*”, McGraw-Hill, New York.
- 10- Lin, B. Jiang, Zh. (2010), “Estimates of Energy Subsidies in China and Impact of Energy Subsidy Reform”, *Energy Economics*, vol. 32, Issue. 2, pp. 273-283.
- 11- Matsukawa, I.& Madono, S. & Nakashima, T.(1993), “An Empirical Analysis of Ramsey Pricing in Japanese Electric Utilities”, *Journal of the Japanese and International Economies*, vol.7, no.3, pp. 256-276.
- 12- Ngui, D.M., Mutua, J.M, Osiolo, H. and Aligula, E.(2011), “Household Energy Demand in Kenya: An Application of the Linear Approximate Almost Ideal Demand System (LA-AIDS)”, *Energy Policy*, no. 39.
- 13- Proser, R.D.(1985), “Demand Elasticities in OECD Countries: Dynamic Aspects”, *Energy Economics*, vol.7, pp. 9-12.
- 14- Uri, N. D. and Boyd, R.(1997), “An Evaluation of the Economic Effects of Higher Energy Prices in Mexico”, *Energy Policy*, vol. 25, no. 2, pp.205-215.
- 15- Zellner, A.(1962), “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, no. 298, pp 348-368.