فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال سوم/ شماره دهم / پاییز ۱۳۹۱

بررسی تاثیر افزایش قیمت انرژی برق بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی در ایران

وحید فرمان آرا[۱] ـ سیدعبداله موسوی [۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۳/۱ تاریخ پذیرش: ۹۲/۸/۲۴

چکیده

هدف از این تحقیق بررسی اثر افزایش قیمت برق بر شاخص‌های تغییر جبرانی (CV) و خالص رفاه از دست رفته (DWL) مصرف کنندگان برق خانگی در گروه‌های مختلف درآمدی در ایران می‌باشد، تا بتوان الگوی سیاستی مناسبی برای واقعی کردن قیمت برق ارائه نماییم. برای این منظور ابتدا رابطه تقاضای سرانه برق با متغیرهای قیمت متوسط برق و درآمد سرانه قابل تصرف مورد بررسی قرار گرفته و سپس با استفاده از اطلاعات سری زمانی ۱۳۸۷ – ۱۳۶۰ رابطه فوق برای پنج گروه مختلف درآمدی با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برآورد شده است. پس از برآورد توابع تقاضا اثر افزایش قیمت برق بر شاخص‌های تغییر جبرانی و خالص رفاه از دست رفته مورد بررسی قرار گرفته و در نهایت نتایج منجر به این می‌گردد که با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به خانوارها، رفاه خانوارهای با درآمد پایین و متوسط افزایش می‌یابد. و با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به خانوارها، رفاه خانوارهای با درآمد بالا کاهش می‌یابد.

طبقه بندی JEL: I3, ,C4

واژگان کلیدی: رفاه از دست رفته، شاخص CV، روش ARDL

[۱] دانشجوی دوره دکتری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات تهران
vahidfarmanara@yahoo.com (مسئول مکاتبات)

[۲] کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی Ali.mosavi@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

سازمان بین المللی انرژی، ایران را بزرگترین پرداخت‌کننده یارانه انرژی در جهان معرفی کرد. ایران، روسیه، عربستان، هند و چین جزو پنج کشور نخست دنیا از نظر حجم یارانه‌های پرداختی به شهروندان خود در بخش انرژی هستند. آمار و ارقام در دسترس بیانگر این موضوع است که ایران از جمله کشورهایی است که در آن مصرف انرژی بیش از حد متعارف است و این افزایش، بار سنگین اقتصادی را به دولت و در نتیجه جامعه تحمیل می‌کند. بررسی‌های آماری نشان می‌دهد مصرف برق خانگی در ایران ۲/۵ برابر متوسط جهـــانی است. این در حـــالی است که در سال‌های ۸٦ - ۷٦ نسبت به دهه نخست انقلاب ٥٦ تا ٦٥، رشد مصرف برق خانگی ٤٦٥ درصد بوده است. روند روبه رشد مصرف برق خانگی در پی افزایش شهرنشینی و استفاده از وسایل برقی گوناگون، میزان مصرف برق در کشور را در شهرهای مختلف در زمان حاضر نسبت به سال‌های آغازین پیروزی انقلاب اسلامی تا چند برابر افزایش داده است، به طوری که کارشناسان انرژی معتقدند: در صورت تداوم افزایش مصرف برق خانگی تا سال ۱٤۰۱، ایران به واردکننده انرژی تبدیل خواهد شد. بررسی وضعیت بخش انرژی در کشور بیانگر این مطلب است که قیمت گذاری برق در چهارچوب سیاستهای اقتصادی و اجتماعی دولت تنظیم می‌شود و عدم رعایت مسائل فنی در مصرف انرژی و استفاده از تکنولوژی انرژی، موجب اتلاف شدید منابع انرژی در کشور شده است. از سوی دیگر دولت برای ثابت نگه داشتن سطح قیمتهای جاری انرژی، مبالغ زیادی را به صورت یارانه به بخشهای مختلف پرداخت می‌کند. اما همانگونه که می‌دانیم بخش عظیمی از یارانه در اختیار قشرهای ثروتمند جامعه قرار می‌گیرد. علاوه بر این پرداخت یارانه موجب تخصیص غیر بهینه و ناکارآمد در مخارج انرژی و اتلاف منابع می‌گردد.

در نتیجه یکی از مسائل مهم در زمینه انرژی در ایران ایجاد تعادل بهینه بین عرضه و تقاضا، افزایش کارایی مصرف و اصلاح الگوی آن است. عده ای از کارشناسان معتقدند که سطح پایین قیمت برق نسبت به میزان واقعی آن، یکی از دلایل مهم مصرف بالای برق می‌باشد. در نتیجه بایستی بخش برق را از بعد تقاضا مورد بررسی قرار دهیم و هر چند که سیاستهای غیر قیمتی نیز در این زمینه بسیار موثر و حائز اهمیت است و برآورد تقاضای

Archive of SID

www.SID.ir

برق در بخش‌های مختلف نیزدر مدیریت منابع انرژی بایستی مورد توجه قرار گیرد تا به موجب اعمال سیاست گذاری افزایش قیمت برق به عنوان یک استراتژی برای بهینه نمودن الگوی تخصیصی مصرف برق چه مقدار هزینه رفاهی برای مصرف کنندگان جامعه ایجاد خواهد کرد. در این تحقیق فرضیه‌هایی که آورده شده است شامل این دو مورد می‌باشد:

۱- با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به خانوار ها، رفاه خانوارهای با درآمد پایین و متوسط افزایش می‌یابد.

۲- با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به خانوار ها، رفاه خانوارهای با درآمد بالا کاهش می‌یابد.

که در ادامه این فرضیه‌ها مورد آزمون قرار خواهند گرفت.

۲- مبانی نظری

این تحقیق به دنبال بررسی اثر افزایش قیمت انرژی برق بر روی خالص رفاه بخش خانگی در گروه‌های مختلف درآمدی می‌باشد. اندازه گیری رفاه همیشه با فرض وجود بردار تقاضا $x(p, M_k, A_k)$ آغاز می‌شود که بردار تقاضای x تابع قیمت (p)، درآمد (M_k) و سایر متغیرهای اجتماعی (A_k) می‌باشد.

اگر شرط انتگرال پذیری برای تابع تقاضا برقرار باشد، این تابع تمام اطلاعات مربوط به مطلوبیت و تابع مخارج را در خود دارد. پیچیدگی تابع تقاضا با فرض ثبات سایر متغیرها و تغییر یک قیمت و فرض خطی بودن تقاضا در قیمت و مخارج کاهش می‌یابد. ما فرض می‌کنیم تنها دو کالا داریم: یک کالا، کالای مورد بررسی و کالای دیگر کالای مرکب می‌باشد. فرض می‌شود کالای مرکب[1] نرمالایز شده و دارای قیمت واحد می‌باشد. به وسیله تساوی روی[2] می‌توان تابع تقاضا را به تابع مطلوبیت غیر مستقیم مربوط ساخت. تا زمانی که تابع تقاضا حد اکثر کننده مطلوبیت باشد، با حل تساوی روی به عنوان دیفرانسیل جزئی می‌توان به تابع مطلوبیت غیر مستقیم و تابع مخارج دست یافت. لذا با محاسبه تابع تقاضا می‌توان تابع مطلوبیت غیر مستقیم و تابع مخارج را به راحتی به دست

[1] Composite Commodity
[2] Roy's Identity

Archive of SID

www.SID.ir

آورد. هاسمن تابع تقاضا را در حالت خطی و لگاریتمی خطی نشان داده و بیان نموده است، زمانی که جزء درجه دوم[1] به تابع مخارج اضافه می‌شود محاسبه تابع تقاضا بسیار پیچیده می‌گردد. برای حل این مشکل هاسمن چاره را در تغییر تنها یک قیمت و وجود فقط یک تابع تقاضا می‌بیند. این مدل در حالت‌های عمومی استفاده نمی‌شود، چون برداری از قیمت‌ها و مخارج تغییر می‌یابد، لذا تابع مخارج با یک معادله، قابل حصول نیست، اسلسنیک[2])۱۹۹۸).

برای بررسی تغییرات رفاه، از تابع تقاضای جبرانی استفاده می‌شود. از آنجا که تابع تقاضای جبرانی قابل مشاهده نیست، امکان استفاده مستقیم از این تابع جهت اندازه گیری مازاد رفاه مصرف کننده به طور دقیق وجود ندارد.

ایده اساسی در این تحقیق استفاده از منحنی تقاضای قابل مشاهده بازار به جای منحنی تقاضای غیر قابل مشاهده برای بررسی میزان مازاد رفاه مصرف کننده به طور دقیق (در گروه‌های مختلف درآمدی بخش خانگی) می‌باشد.

فرض اصلی در این تحقیق استفاده از روش دوگانگی در رفتار مصرف کننده و حداکثر کردن تابع شبه مقعر اکید مطلوبیت نسبت به محدودیت خط بودجه می‌باشد.

از آنجایی که در این تحقیق تنها اثر تغییر قیمت برق بر رفاه مورد بررسی قرار می‌گیرد، تابع مطلوبیت یک تابع جمع پذیر فرض می‌شود. در این گونه توابع مشتق جزیی متقاطع مطلوبیت مساوی صفر می‌باشد، یعنی مطلوبیت کسب شده از یک کالا به مطلوبیت سایر کالاها وابستگی ندارد.

با مینیمم کردن تابع مخارج در سطحی از مطلوبیت u می‌توان نشان داد که فضای زیر منحنی تقاضای جبرانی هیکسی، مساوی با مازاد رفاه مصرف کننده است

با استفاده از لم شفارد[3] و از طریق تابع مخارج می‌توان به تابع تقاضای جبرانی هیکسی[4] رسید:

$$\frac{\partial e(p,\bar{u})}{\partial p_i} = h_i(p,\bar{u}) \qquad ۱-۲$$

[1] Quadratic Term
[2] Slesnick
[3] Shepherd's Lemma
[4] Hicksian Compensated Demand Curves

Archive of SID
www.SID.ir

تابع مطلوبیت غیر مستقیم از طریق زیر به دست می‌آید:

$$v(p,y) \equiv max[u(x):p.x \leq y]$$

اگر قیمت تغییر کند معادله زیر به کار می‌رود:

$V(p_1(t), y(t)) =$ به ازاء برخی از u^0 ها ۲-۲

می توان تابع تقاضای معمولی را با استفاده از روش دوگانگی به دست آورد.

ابتدا تابع مطلوبیت غیر مستقیم را با استفاده از معادله (۲ – ۲) به دست آورده

$v = v(p_1, p_2, y)$

با ثابت نگه داشتن v, p_2 با گرفتن دیفرانسیل کامل از تابع مطلوبیت غیر مستقیم خواهیم داشت:

$$\frac{\partial v}{\partial p_1} dp_1 + \frac{\partial v}{\partial y} dy = 0 \qquad ۳ - ۲$$

اگر مطلوبیت ثابت باشد، باید رابطه استاندارد میان dy و dp_1 برقرار باشد.

$$dy = x_1 dp_1 \qquad ٤ - ۲$$

یعنی درآمد باید به اندازه حاصل ضرب x_1 و تغییر در قیمت آن افزایش یابد. با استفاده از معادله‌های (۲ – ۳) و (۲ – ۴) به تساوی روی[1] می‌رسیم.

از طریق تساوی روی می‌توان تابع مطلوبیت غیر مستقیم را با تابع تقاضای مستقیم (مارشالی)[2] مرتبط ساخت (تا زمانی که تقاضا با حداکثر سازی مطلوبیت سازگار باشد تساوی روی معادله تفاضلی جزئی را نشان می‌دهد. از این تساوی می‌توان تابع مطلوبیت غیر مستقیم و در نتیجه تابع مخارج را به دست آورد.) از آنجا یی که تابع مطلوبیت غیر مستقیم در درآمد، افزایشی یکنوا[3] و تابع مخارج تابعی افزایشی یکنوا در مطلوبیت است هر کدام از توابع را می‌توان برای به دست آوردن تابع متناظر وارون نمود.

[1] Roy's Identity
[2] Direct Demand Function (Marshallian Demand) Curve
[3] Monotonically Increasing In Income

Archive of SID

www.SID.ir

اگر فرض کنیم درآمد بعد از تغییر قیمت ثابت بماند یعنی:

$$y = y' = y^1$$

و در نقطه تعادل $m(p,x)=e(p,u(x))$

لذا داریم:

$$e(p^1, u^1) = y = y^0 = y^1 = e(p^0, u^0) \quad \rightarrow e(p^1, u^1) = e(p^0, u^0)$$

تغییر جبرانی برابر با حداقل (حداکثر) میزان پولی است که مصرف کننده بعد از افزایش (کاهش) قیمت باید دریافت نماید (بپردازد) تا در همان سطح مطلوبیت قبل از تغییر قیمت باقی بماند. تغییر جبرانی به وسیله تابع مخارج استخراج می‌گردد و از طریق لم شفارد می‌توان از تابع تقاضای هیکسی نیز این تغییر را به دست آورد.

۵-۲

$$Cv(p^0, p^1, y) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0)$$

$$= \int_{p_1^0}^{p_1^1} h_1(p, u^0) dp_1 = \int_{p_1^0}^{p_1^1} \frac{\partial e(p, u^0)}{\partial p_1} dp$$

$$Cv(p^0, p^1, y) = e(p^1, u^0) - e(p^0, u^0) = e(p^1, u^0) - y^0$$

۲ – ۱ – رفاه

اندازه گیری رفاه، یکی از مبانی تحلیل سیاست‌های بخش عمومی می‌باشد. یک بررسی جامع در مورد مالیاتها، یارانه ها، برنامه‌های انتقالی، اصلاح مراقبتهای بهداشتی، مقررات، سیاستهای زیست محیطی، سیستم تامین اجتماعی و اصلاحات آموزشی باید در نهایت در پی پاسخ به این پرسش باشد که این سیاستها، چگونه بر رفاه افراد اثر می‌گذارد. (Slesnick , 1998 , 2108)

طی سی سال اخیر پیشرفت‌های زیادی در زمینه توسعه معیارهای اندازه گیری رفاه که در شکل اولیه خود معادل مطلوبیت خانوار هستند، صورت گرفته است. این معیارهای

Archive of SID

www.SID.ir

رفاهی، محدودیت‌های مازاد مصرف کننده را نداشته و افزون بر آن، بکارگیری آنها نیز ساده تر از معیارهای مازاد مصرف کننده است. در روش‌های مذکور تغییرات رفاهی مبتنی بر رفتار مصرفی خانوارها بوده که توسط روش‌های اقتصاد سنجی یا شاخص‌های عددی اندازه گیری می‌شود. به طور کلی می‌توان چنین ادعا کرد که ارتباط تنگاتنگی میان موضوعات کاربردی تقاضا (ایستا و بین دوره ای) و مسائل کلی رفاه وجود دارد[1].

در کشورهای در حال گذار از یک سیستم اقتصادی دولت گرا به یک اقتصاد مبتنی بر بازار، آزاد سازی بخش‌های مختلف اقتصادی شرط لاینفک این انتقال به شمار می‌رود. در مسیر این انتقال می‌بایست تعدیل‌هایی در سیستم اقتصادی، از جمله افزایش در ساختار قیمت ها، به اجرا گذارده شود. مسئله ای که این کشورها و خصوصا کشور ما با آن مواجه است، اثرات رفاهی ناشی از این تغییرات است. از آن جا که افزایش تدریجی مالیات‌ها همراه با افزایش قیمت در یک فرآیند زمانی امکان پذیر است، لذا اندازه گیری تغییرات رفاهی شهروندان به منظور ارائه سیستم‌های حمایتی جبرانی موضوعی بسیار حائز اهمیت است.

هنگامی که قیمت یک کالا تغییر می‌کند، سود حاصل از مصرف این کالا برای مصرف کننده تغییر می‌کند و هدف در این قسمت اندازه گیری مقدار سود یا ضرر حاصل از تغییر قیمت یک کالا برای مصرف کننده می‌باشد.

با تغییر شرایط اقتصادی، مانند تغییر قیمتها، میزان مطلوبیت به دست آمده مصرف کنندگان، ممکن است افزایش یا کاهش یابد. برای چگونگی و شدت تاثیرپذیری مطلوبیت مصرف کننده از تغییر شرایط اقتصادی از معیارهایی چون تغییر معادل EV[2] و تغییر جبرانی CV[3] و مازاد مصرف کننده CS[4] استفاده می‌شود. در این میان، معیار مازاد مصرف کننده را تنها در موقعیت‌های خاصی می‌توان بکار برد.

[1] Slesnick & Daniel, (1998)

[2] Equivalent Variation
[3] Compensated Variation
[4] Consumer's Surplus

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲ – تعیین کرانه برای معیارهای اندازه گیری رفاه

در این قسمت هدف یافتن رابطه ای است که این معیارها در اندازه گیری تغییر رفاه ناشی از اعمال یک سیاست عمومی افزایش (کاهش) قیمت با یکدیگر دارند. برای یافتن چنین رابطه ای لازم است یک سری مفاهیم معرفی گردند. در قسمت‌های بعد توضیحات کاملتری ارائه می‌گردد. در این راستا، ابتدا تابع مخارج معرفی می‌شوند. تابع مخارج، حداقل مقدار درآمد لازم برای رسیدن به سطح ثابتی از مطلوبیت است. که به صورت $e(p,u)$ نشان داده می‌شود تابع مخارج دارای چندین ویژگی است .

یکی از این ویژگی‌های تابع مخارج آن است که مشتق این تابع نسبت به j – امین قیمت، تابع تقاضای هیکسی یا تابع تقاضای جبرانی یعنی $h_j(p,u)$ را به دست می‌دهد.

$$h_j(p,u) = \frac{\partial e(p,u)}{\partial p_j} \qquad ۶ - ۲$$

تابع تقاضای هیکسی یا تابع تقاضای جبرانی، حداقل کننده مخارج ضروری برای رسیدن به مطلوبیت u در قیمت‌های p است. این اصطلاح به منزله تابعی از تغییر قیمتها و درآمد، به منظور حفظ مصرف کننده در سطوح مطلوبیت ثابت است بنابراین تغییرات درآمد برای جبران تغییرات قیمت صورت می‌گیرد.

نکته ای که در اینجا به آن اشاره می‌گردد توضیحی راجع به مطلوبیت متری پول با استفاده از تابع مخارج به شکل زیر است:

$$m(p,x) = e(p,u(x)) \qquad ۷ - ۲$$

چون به ازایx ثابت $u(x)$ ثابت است، بنابراین تابع $m(p,x)$ دقیقا همانند یک تابع مخارج رفتار می‌کند و حال با استفاده از تعاریف تغییر معادل و جبرانی و مفاهیمی که در این قسمت ارائه گردید کرانه ای برای معیارهای اندازه گیری تغییر رفاه به ازای افزایش قیمت از p_1^0 به p_1^1 به دست می‌آید.

بر اساس معادله‌های (۲ – ۶) و (۲ – ۷) می‌توان نوشت:

$$EV = m^* - E = m^* - m(p_1^0, x_1^1, x_2^1) = m(p_1^1, x_1^1, x_2^1) - m(p_1^0, x_1^1, x_2^1) \qquad ۸ - ۲$$

Archive of SID

www.SID.ir

۹ ـ ۲

$$CV = C - m^* = m(p_1^1, x_1^*, x_2^*) - m^* = m(p_1^1, x_1^*, x_2^*) - m(p_1^*, x_1^*, x_2^*)$$

از طرف دیگر همانطور که قبلا گفته شد:

$$m(p,x) = e\big(p, u(x)\big)$$

و با توجه به تابع تقاضای هیکسی که به صورت:

$$h_j(p,u) = \frac{\partial e(p,u)}{\partial p_j}$$

است از معادله‌های (۲ – ۸) و (۲ – ۹) تابع زیر بدست می‌آید:

۱۰-۲

$$EV = e(p_1^1, u^1) - e(p_1^*, u^1) = \int_{p_1^*}^{p_1^1} h_j(p, u^1)\, dp$$

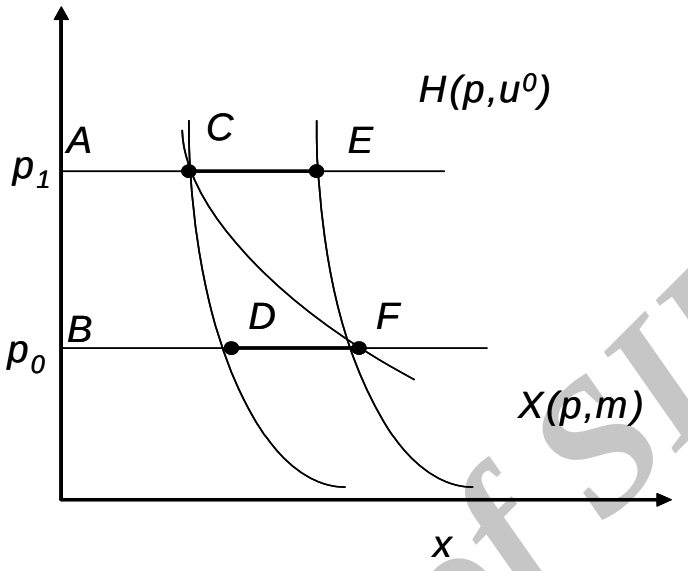
$$CV = e(p_1^1, u^*) - e(p_1^*, u^*) = \int_{p_1^*}^{p_1^1} h_j(p, u^*)\, dp$$

از این عبارت‌ها نتیجه می‌شود که تغییر معادل، انتگرال منحنی تقاضای هیکسی، نسبت به سطح ثانویه مطلوبیت (u^1) وتغییر جبرانی، انتگرال منحنی تقاضای هیکسی نسبت به سطح اولیه مطلوبیت (u^*) است. شکل شماره (1) گویای کلیه مطالب گفته شده به صورت هندسی است. در این شکل $h(p,u^*)$ و $h(p,u^1)$ به ترتیب منحنی تقاضای مارشالی به ازای قیمت‌های تغییر یافته (ناحیه (ABFC)) است همانطور که گفته شد تغییر معادل انتگرال منحنی تقاضای هیکسی به ازای سطح نهایی مطلوبیت u^1 بین قیمت p_* و p_1 یعنی ناحیه (ABCD) خواهد بود که از مازاد مصرف کننده کوچکتر است سرانجام تغییر جبرانی سطح محصور به منحنی تقاضای هیکسی به ازای سطح مطلوبیت اولیه بین قیمت p_* و p_1 خواهد بود که با ناحیه (ABFE) نشان داده می‌شود که با توجه به شکل پایین از هر دو معیار مازاد مصرف کننده و معیار تغییر معادل بزرگتر است بنابراین با توجه به مفروضات و شرایط گفته شده نامساوی زیر به دست خواهد آمد.

Archive of SID

www.SID.ir

$$EV \leq CS \leq CV$$



شکل۱

۳- مطالعات انجام شده در خارج وداخل از کشور:

در مطالعات متعددی محاسبه تغییرات رفاه مصرف کننده در اثر تغییر قیمت‌ها بررسی شده است که برای مثال به مطالعه ویلیگ[1] (۱۹۷۶)، کینگ[2] (۱۹۸۳) و اسلسنیک[3] (۱۹۹۱) می‌توان اشاره کرد.

هاسمن[4] (۱۹۸۱) در تحقیقی به بررسی تغییرات جبرانی و تغییرات معادل پرداخته و خالص رفاه از دست رفته مصرف کننده را مورد بررسی قرار داده است. او به این نتیجه رسیده است که با اعمال ۲۰ درصد مالیات بر روی دستمزد کارگران در بازار نیروی کار، بین مازاد مصرف کننده از طریق تغییر جبرانی و تقریب مارشالی حدود ۴۴/۶ درصد تفاوت وجود دارد

[1] Willig
[2] King
[3] Slesnick
[4] Hausman

Archive of SID
www.SID.ir

در تحقیقی دیگر، دودونو[1]، اپتیز[2] و پی فافن برگر[3] (۲۰۰۴) به بررسی اثر تعرفه برق بر تغییر رفاه پنج گروه درآمدی مختلف مصرف کننده پرداخته اندتحقیقات و مطالعات نشان می‌دهند که افزایش تعرفه برق بیشترین فشار را بر گروه‌های درآمدی اول و دوم وارد می‌نماید. با این که گروه‌های چهارم و پنجم بیشترین استفاده از برق دارند اما به علت پایین بودن سهم برق در بودجه خانوار، تغییر قیمت برق اثر اندکی در رفاه آنان دارد. دولت اوکراین به گروه‌های پایین درآمدی (اول و دوم) یارانه اعطا می‌کند در نتیجه، فشار عمده بر روی گروه سوم می‌باشد.

کنراد و شرودر (۱۹۹۱)[4] پژوهشی را با عنوان «تقاضای کالاهای با دوام و بی دوام، سیاستهای محیطی و رفاه مصرف کننده» در کشور آلمان انجام داده اند. هدف آنها به دست آوردن سیستم تقاضای کالاهای بی دوام به عنوان تابعی از قیمت کالاهای بی دوام، موجودی کالاهای بادوام و مخارج متغیر است. آن‌ها با استفاده از داده‌های سالانه آلمان برای دوره ۱۹۸۷-۱۹۶۵ مدل خود را تخمین زده و به این نتیجه دست می‌یابند که به ازای تحمیل یک مقدار مالیات مشخص بر انرژی تغییر رفاه خانوارها در گروه‌های مختلف درآمدی متفاوت است و این امر به ذخیره کالای بادوام و تابع مصرف انرژی به دست آمده برای گروه‌های مختلف بستگی دارد.

جرگنسون[5] (۱۹۹۰) با تجزیه و تحلیل معیارهای پولی رفاه اجتماعی از طریق شاخص‌های معرفی شده برابری و کارائی و برآورد آن ها، امکان بررسی سیاست توزیع مجدد روی رفاه اجتماعی را بررسی کرده است .وی در مقاله خود به از بین بردن فقر به صورت موضوعی از سیاست توزیع مجدد توجه کرده است .

کریدی (۲۰۰٤)[6] به مطالعه موردی در خصوص تغییرات رفاهی ناشی از افزایش فرضی مالیات بر مصرف بنزین (افزایش ۵ و ۱۵ سنتی هر لیتر بنزین) پرداخته است. تغییرات در مالیات‌های غیر مستقیم منجر به تغییرات در قیمتها می‌شود. بنابراین اساس

[1] Dodonov
[2] Optiz
[3] Pfaffenberger
[4] Conrad, and Schroder
[5] Jorgenson,D.T.(1990)
[6] Creedy

Archive of SID

www.SID.ir

مدل وی بررسی اثرات رفاهی ناشی از تغییرات قیمتهاست. واکنش‌های تقاضای خانوار به تغییرات قیمت را با استفاده سیستم مخارج خطی[1] (LES) مدل کرده است. داده‌های آماری مربوط به مخارج خانوار بر روی ۲۲ گروه کالایی است و در هر موردی خانوارها را به دو گروه خانوار غیر سیگاری و سیگاری (مخارج مثبت هفتگی برای تنباکو معیار سیگاری بودن خانوار قرار گرفته است) تقسیم کرده است. در اضافه خانوارها را مشخص کرده است که در واقع آیا مصرف تنباکو مثبت است یا خیر. اثرات رفاهی که ناشی از افزایش مالیات بر مصرف به دست آمده اند بررسی کرده است که به طور قابل ملاحظه ای در گروه‌های سنی نوسان می‌کنند و تغییرات متفاوتی را در بودجه تخصیص یافته به وسیله مخارج کل را منعکس می‌کند. طی مطالعه خود به این نتیجه رسیده است که تاثیرات بر روی نابرابری بسیار ناچیز و قابل چشم پوشی است ولی وزن‌های اضافی نهایی[2] به طور نمونه بین ۳۵ و ۵۵ سنت به ازای هر دلار درآمد اضافی است که نشان می‌دهد که بیشترین غرامت از افزایش مالیات انتخابی با مازاد وزن نهایی زیاد می‌شود.

بررسی اثرات مستقیم و غیر مستقیم حذف یارانه انرژی روی مخارج زندگی خانوارهای روستایی و شهری در ایران نیز در مقالاتی بررسی شده است. در این رابطه می‌توان به کار موسوی جهرمی (۱۳۷۳)، سبوحی (۲۰۰۱) و نجیبی (۱۳۸۳) اشاره کرد. مطالعه موسوی جهرمی به بررسی اثرات توزیعی مالیات‌های غیر مستقیم با تکیه بر محاسبه هزینه نهایی رفاه ناشی از اعمال این نوع مالیات اختصاص داده شده است نتایج به دست آمده حاکی از آن است که اعمال مالیات بر روی گروه‌های کالایی خوراکیها، مسکن، حمل و نقل و بهداشت که مصرف عمومی دارند، نسبت به سایر گروه‌های کالایی هزینه نهایی رفاهی بالاتر را سبب می‌شود.

خسروی نژاد (۲۰۰۸)[3] طی مقاله ای تحت عنوان «اندازه گیری اثرات رفاهی ناشی از کاهش یا حذف یارانه گروه‌های خوراکی بر روی خانوارهای شهری ایران در چهارچوب شاخص‌های هزینه زندگی و سیستم معادلات تقاضا» به محاسبه CV در صورت حذف یارانه گروه خوراک می‌پردازدکه در این تخمین خانوارها را به پنج گروه تقسیم می‌کند و از

[1] Linear Expenditure system
[2] The Marginal Excess Burdens
[3] Khosravi Nejad,A

Archive of SID

www.SID.ir

طریق دستگاه معادلات تقاضای تقریبا ایده ال[1] (AIDS) به تخمین پارامترهای تابع تقاضا می‌پردازد.

داودی و سالم (۱۳۸۵) طی مقاله ای تحت عنوان «اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی» به اندازه گیری سطح رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی در اثر تغییر قیمت بنزین می‌پردازد، محاسبات آنها نشان داد که کشش قیمتی بنزین برای کلیه دهک‌ها کم کشش است، کشش درآمدی بنزین نیز برای کلیه خانوارها کمتر از یک است یعنی بنزین، یک کالای ضروری محسوب می‌شود.

نجیبی (۱۳۸۳) در مطالعه ای با عنوان «اندازه گیری خالص رفاه از دست رفته مصرف کننده، ناشی از افزایش قیمت بنزین» به محاسبه معیارهای تغییر رفاه ناشی از افزایش قیمت بنزین در گروههای مختلف درآمدی (هزینه‌ای) در دوره زمانی ۱۳۸۱ – ۱۳۶۱ می‌پردازد و چنین نتیجه می‌گیرد که روندی که در حرکت از گروه درآمدهای پایین به بالا برای کشش قیمتی وجود دارد، دال بر آن است که بنزین برای خانوارهایی با متوسط درآمد پایین، کشش پذیر تر از خانوارهایی با متوسط درآمد بالا است.

۴- روش تحقیق

در اقتصاد سنجی سری‌های زمانی بایستی بین روابط کوتاه مدت با روابط بلند مدت تمیز قائل شد. روابط کوتاه مدت حکایت از روابطی دارد که پایدار نیست. در مقابل، روابط بلند مدت به طور تنگاتنگی با مفاهیم روابط تعادلی در نظریه اقتصاد و تغییرات همراه[2] در سری‌های زمانی اقتصادی در اقتصاد سنجی مرتبط است. در واقع، تعادل بلند مدت رابطه تعادلی را نشان می‌دهد که دستگاه معادلات طی زمان به سوی آن متمایل می‌شود. البته طی دوره‌های محدود زمانی روابط بلند مدت یا تعادلی ممکن است برقرار نشود. اما اگر تعادل با ثبات باشد و سیستم با تکانه‌های بعدی از خارج مواجه نگردد، سرانجام تعادل مزبور برقرار می‌گردد. به بیان دیگر، رابطه تعادلی بلند مدت مستلزم همراهی متغیرهای اقتصادی در بلند مدت می‌باشد.

[1] Almost Ideal Demand System
[2] Comovements

Archive of SID

www.SID.ir

الگوهای سری زمانی رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر و مقادیر گذشته سایر متغیرهایی که در تحقیق قصد پیش بینی آن وجود دارد، را توضیح می‌دهند. این الگوها معمولا برای پیش بینی‌های کوتاه مدت مورد استفاده قرار می‌گیرند. الگوهای سری زمانی، تنها از اطلاعات مربوط به داده‌های آماری استفاده می‌کنند و بر خلاف الگوهای اقتصاد سنجی توجهی به مبانی نظریات اقتصادی ندارند.

الگوهایی که مقادیر فعلی یک متغیر را به مقادیر گذشته آن متغیر و مقادیر خطاهای حال و گذشته ارتباط می‌دهند، الگوهای سری زمانی یک متغیره[1] نامیده می‌شوند.

الگوهای سری زمانی که رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر و تعدادی از متغیرهای دیگر به صورت همزمان توضیح می‌دهند، اصطلاحا الگوهای سری زمانی چند متغیره[2] نامیده می‌شوند. الگوی ARDL در این طبقه قرار می‌گیرد.

معتبرترین آزمون‌ها برای تشخیص وجود ریشه واحد[3] در یک سری زمانی و ناپایا بودن آن، آزمون‌های دیکی – فولر[4] و دیکی – فولر تعمیم یافته[5] است.

۵- نتایج و تفسیر مدل

برای محاسبه اثر افزایش قیمت برق بر رفاه بخش خانگی در گروه‌های مختلف درآمدی، ابتدا با استفاده از یک مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[6]، تابع تقاضای برق در بخش خانگی برای گروه‌های مختلف درآمدی برآورد و سپس تغییر مازاد رفاه مصرف کننده، تغییر جبرانی و خالص رفاه از دست رفته برای هر گروه محاسبه می‌شود. در ابتدا گروه‌های درآمدی به پنج گروه تقسیم می‌شود. جهت برآورد تابع تقاضا از فرم لگاریتم دو طرفه استفاده شده و مصرف سرانه برق تابعی از متغیرهای درآمد سرانه قابل تصرف واقعی (YR)، قیمت متوسط واقعی فروش برق (RP) و متغیر مجازی برای سالهای جنگ (d_1) در نظر گرفته شده است.

[1] Univariate Time – Series Model
[2] Multivariate Time – Series Model
[3] Unit Root
[4] Dickey – Fuller Test
[5] Augmented Dickey – Fuller Test
[6] Auto regressive distributed lag

Archive of SID
www.SID.ir

$$Lq_{it} = B_1 Lyr_{it} + B_2 Lrp_{it} + B_3 d_1 + U_t \qquad ۱ - ۵$$

i نشان دهنده گروه مورد بررسی می‌باشد.

۵– ۱ – آزمون ایستایی

برای آزمون پایایی یک سری زمانی، روش‌های مختلفی وجود دارد. از مشخصه‌های معمول یک رگرسیون کاذب، داشتن ضریب تعیین بالا و نزدیک به یک و آماره دوربین – واتسون[1] پایین و نزدیک به صفر است.

از دیگر آزمون‌های نه چندان دقیق برای تشخیص پایایی، آزمون همبستگی نگار[2] است. معتبرترین آزمون‌ها برای تشخیص وجود ریشه واحد[3] در یک سری زمانی و ناپایا بودن آن، آزمون‌های دیکی – فولر[4] و دیکی – فولر تعمیم یافته[5] است.

جدول (۵– ۱): آزمون ایستایی تقاضای برق مصرفی سرانه

Group unit root test		
Series : Q1 , Q2 , Q3 , Q4 , Q5		
Null : Unit root	Statistic	Prob
Levin , Lin & Chut	-26/63	0/00

منبع: محاسبات محقق

جدول (۵– ۲): آزمون ایستایی درآمد واقعی قابل تصرف سرانه

Group unit root test		
Series : Y1 , Y2 , Y3 , Y4 , Y5		
Null : Unit root	Statistic	Prob
Levin , Lin & Chut	-26/18	0/00

منبع: محاسبات محقق

[1] Durbin - Watson
[2] Correlogram
[3] Unit Root
[4] Dickey – Fuller Test
[5] Augmented Dickey – Fuller Test

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵ – ۳): آزمون ایستایی قیمت حقیقی متوسط برق

Null Hypothesis : RP has a unit root		t - Statistic	Prob
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-1/84	0/06
Test critical values	1% level	-2/65	
	5% level	-1/95	
	10% level	-1/60	

منبع: محاسبات محقق

۵ – ۲ – برآورد تابع تقاضای برق در گروه‌های مختلف درآمدی

در این قسمت به برآورد نتایج حاصل از تخمین الگو به روش ARDL پرداخته می‌شود.تمام تخمین‌ها توسط نرم افزار Microfit انجام شده است.

با استفاده از نرم افزار فوق، وقفه‌های بهینه مربوط به تمامی متغیرها تعیین شده و شکل درست مدل از لحاظ اقتصاد سنجی، تصریح می‌شود.

۵– ۳ – تخمین ضرائب مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا

اینک به برآورد تابع تقاضا در گروه‌های مختلف درآمدی بر اساس روش ARDL[1] پرداخته می‌شود.

الگوی بلند مدت ARDL زیر، به منظور تخمین تابع تقاضای برق برای پنج گروه مختلف درآمدی در نظر گرفته شده است:

۲ ـ ۵

$$Lq_t = \sum_{j=1}^{s} \beta_j Lq_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_1} \theta_{1j} Ly_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} \theta_{1j} Lrp_{t-j} + \gamma_1 d_1 + u_t$$

که در آن:

Lq: لگاریتم برق مصرفی سرانه

Ly: لگاریتم درآمد واقعی قابل تصرف سرانه

Lrp: لگاریتم قیمت حقیقی متوسط برق

را نشان می‌دهد.

[1] Auto regressive distributed lag

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج تخمین ضرائب مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه‌های مختلف درآمدی در جدول شماره (۵– ۴) ارائه می‌شود. از آنجایی که در این تحقیق تابع تقاضا به شکل لگاریتمی می‌باشد، لذا ضرائب قیمت و درآمد نشان دهنده کشش خواهند بود.

قدر مطلق کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای برق در هر گروه کوچک تر از واحد بوده و از لحاظ آماری معنی دار می‌باشد.

جدول (۵ – ۴): ضرائب مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه‌های مختلف درآمدی

	متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
گروه اول	Ly1	0/61	1/26 [0/007]
	Lrp	-0/732	-0/84 [0/000]
	D1	-1/56	-0/43 [0/66]
گروه دوم	Ly2	0/632	1/36 [0/000]
	Lrp	-0/825	-1/87 [0/000]
	D1	-2/67	-1/89 [0/08]
گروه سوم	Ly3	0/649	0/82 [0/004]
	Lrp	-0/925	-0/69 [0/000]
	D1	-3/59	-1/55 [0/134]
گروه چهارم	Ly4	0/65	3/26 [0/002]
	Lrp	-0/95	-1/48 [0/000]
	D1	-	-
گروه پنجم	Ly5	0/595	1/99 [0/000]
	Lrp	-0/745	-0/84 [0/000]
	D1	-0/58	-0/33 [0/74]

منبع: محاسبات محقق

۵ – ۴ – مدل تصحیح خطا

مدل تصحیح خطای مزبور به منظور ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها به نوسانات بلند مدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. الگوی تصحیح خطا (ECM) به ما می‌گوید در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته به سمت تعادل بلند مدت تعدیل می‌شود.

ضریب جمله تصحیح خطا (ECT)[1]، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت را نشان می‌دهد. نتایج به دست آمده به شرح زیر می‌باشد.

جدول (۵– ۵): ضرائب مربوط به الگوی تصحیح خطای

[1] Error Correction Term

Archive of SID

www.SID.ir

تقاضا برای برق در گروه‌های درآمدی

	متغیرهای توضیحی	ضرائب برآورد شده	مقدار آماره t
گروه اول	dLy1	0/204	1/89 [0/07]
	dLrp	-0/61	-0/66 [0/09]
	dD1	1/68	2/52 [0/02]
	ecm(-1)	-0/14	-1/82 [0/08]
		R-Square = 0/59	F(3,21)=9/72 [0/00]
گروه دوم	dLQ21	0/47	2/96 [0/01]
	dLQ22	-0/53	-3/71 [0/002]
	dLy2	0/23	3/09 [0/007]
	dLrp	-0/58	-1/23 [0/23]
	dLrp1	0/66	1/55 [0/14]
	dLrp2	-0/59	-1/50 [0/15]
	dD1	2/25	11/95 [0/000]
	dD11	-1/25	-2/85 [0/01]
	dD12	1/90	4/51 [0/000]
	ecm(-1)	-0/10	-2/13 [0/05]
		R-Square = 0/96	F(9,15)=37/38 [0/00]
گروه سوم	dLy3	0/96	5/97 [0/000]
	dLrp	-0/14	-0/29 [0/02]
	dD1	1/48	5/77 [0/000]
	ecm(-1)	-0/08	-2/02 [0/05]
		R-Square = 0/80	F(3,23)=29/48 [0/00]
گروه چهارم	dLy4	0/35	6/07 [0/000]
	dLy41	0/25	4/10 [0/001]
	dLy42	0/11	1/98 [0/06]
	dLrp	-0/52	-2/53 [0/02]
	ecm(-1)	-0/05	-2/61 [0/01]
		R-Square = 0/75	F(4,20)=14/60 [0/00]
گروه پنجم	dLy5	0/72	2/53 [0/01]
	dLrp	-0/10	-0/18 [0/07]
	dD1	0/068	0/33 [0/74]
	ecm(-1)	-0/11	-2/09 [0/04]
		R-Square = 0/38	F(3,23)=4/56 [0/01]

منبع: محاسبات محقق

Archive of SID

www.SID.ir

ضریب جمله تصحیح خطا $(ecm(-1))$ در برآورد مدل تصحیح خطا در هر گروه از لحاظ آماری معنی دار می‌باشد.

- V: تغییر جبرانی

برای محاسبه تغییر جبرانی فرض می‌شود در سال ۱۳۸۸ متوسط قیمت واقعی برق بیست درصد نسبت به سال قبل افزایش یابد.اما درآمد واقعی سرانه تغییر نمی‌کند.قیمت واقعی و درآمد واقعی سرانه برابر با میانگین قیمت و درآمد سال‌های ۸۷-۱۳۸۳ است، چون فرض می‌شود درآمد در سال ۱۳۸۸ تغییر نمی‌کند لذا برای واقعی تر نمودن این ادعا درآمد و قیمت سال ۱۳۸۷ میانگین سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۸۳ می‌باشد.

سپس فرض می‌شود در سال ۱۳۸۸ قیمت بیست درصد افزایش یافته و درآمد ثابت است. برای به دست آوردن تغییر جبرانی، کشش قیمتی و درآمدی بلندمدت، قیمت قبل و بعد از تغییر قیمت و درآمد سرانه مورد نیاز می‌باشد.

با استفاده از متغیرهای ذکر شده و فروض بالا، تغییر جبرانی محاسبه شده و در جدول شماره (۵– ۶) آورده شده است.

جدول (۵ – ۶): بررسی تغییر جبرانی در گروه‌های مختلف درآمدی – برحسب ریال

گروه درآمدی	ضریب درآمد	ضریب قیمت	yr_t^*	rp_0	rp_1	CV	$\frac{cv}{yr_t^*} \times ۱۰۰$
۱	0/61	-0/732	1702253/19	41/77	50/12	3161/62	0/18
۲	0/632	-0/825	2264699/37	41/77	50/12	3696/86	0/16
۳	0/649	-0/925	2950308/53	41/77	50/12	3839/82	0/13
۴	0/65	-0/95	4071840/82	41/77	50/12	4367/03	0/10
۵	0/595	-0/745	7630040/37	41/77	50/12	6015/57	0/07

منبع: محاسبات محقق

- yr_t^*: نشان دهنده میانگین درآمد واقعی سرانه طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۳ می‌باشد.
- rp_0: قیمت قبل از افزایش (میانگین قیمت واقعی طی سال‌های ۸۷-۱۳۸۳)
- rp_1: قیمت بعد از افزایش
- Cv: تغییر جبرانی

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به نتایج، مشاهده می‌گردد که بیشترین تغییر جبرانی در گروه پنجم و کمترین مقدار در گروه اول می‌باشد. نتایج نشان دهنده سیر صعودی مقدار تغییر جبرانی از گروه اول به پنجم می‌باشد.

شاخص CV در گروه اول نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت برق اجرا شود، باید مبلغی معادل 3161/62 ریال به طور سرانه به خانوارهای این گروه داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه ای که قبل از تغییر قیمت داشتند دست یابند.

شاخص CV در گروه پنجم نشان می‌دهد که اگر سیاست افزایش قیمت برق اجرا شود، باید مبلغی معادل 6015/57 ریال به طور سرانه به خانوارهای گروه پنجم داده شود تا به سطح مطلوبیت اولیه ای که قبل از تغییر قیمت داشتند، دست یابند.

همان طور که اشاره شد، مقادیر مطلق تغییر جبرانی، نشان دهنده این نکته است که برای خنثی کردن سیاست افزایش قیمت برق باید میزان درآمد بیشتری به خانوارهای دهک‌های بالای درآمدی پرداخت نمود تا این سیاست خنثی شود (طبق تعریف تغییر جبرانی). اما نکته مهم در اینجا، آن است که آیا یک واحد درآمد برای خانوارهای گروه‌های مختلف درآمدی ارزش یکسانی دارد؟ بطور قطع جواب این پرسش منفی است.

این نشان می‌دهد که اگر چه از نظر عددی خانوارهای ثروتمند مبلغ بیشتری درآمد از دست می‌دهند، ولی درآمدی که خانوارهای دهک‌های پایین درآمدی از دست می‌دهند سهم عمده ای از درآمد این افراد بوده و در نتیجه فشار بیشتری به آنها وارد می‌شود.

با توجه به مطالب بالا بایستی توجه داشت که این مقدار مطلق می‌باشد. با توجه به این که درآمد گروه‌های مختلف متفاوت می‌باشد لذا تغییر قیمت نیز اثر متفاوتی بر درآمد افراد می‌گذارد.

$\frac{CV}{\text{درآمد}} \times ۱۰۰$ نشان دهنده درصد سهم تغییر جبرانی به درآمد گروه‌های مختلف درآمدی می‌باشد. (هالورسن و نسباکن[1]، ۲۰۰۲، ص ۳۵)

نتایج نشان می‌دهد که این درصد در گروه‌های پایین درآمدی بیشتر می‌باشد. به طور مثال در گروه اول 0/18 درصد و در گروه پنجم 0/07 درصد می‌باشد. به عبارتی سهم تغییر

[1] Halvorsen and Nebakka

Archive of SID

www.SID.ir

جبرانی به درآمد گروه اول بیشتر از دو برابر گروه پنجم می‌باشد. یعنی تغییر قیمت اثر توزیعی بیشتری بر گروه اول داشته است.

۵ – ۵- شاخص خالص تغییر رفاه در گروه‌های مختلف درآمدی

در این تحقیق به بررسی اثر افزایش قیمت برق بر گروه‌های مختلف درآمدی پرداخته شد. در ایران به برق یارانه غیر مستقیم داده می‌شود بدین معنی که برق کمتر از قیمت واقعی آن به مصرف کننده عرضه می‌شود. در نتیجه افزایش قیمت برق نوعی کاهش هزینه برای دولت می‌باشد.

لذا جهت محاسبه خالص رفاه از دست رفته می‌توان به طریق زیر عمل نمود.

طبق روش هاسمن[1]:

خالص رفاه از دست رفته از طریق تغییر جبرانی به شکل زیر به دست می‌آید:

$$DWL = CV - R^* \qquad ۵ - ۳$$

R^* = میزان منافع حاصل از تغییر قیمت

برای به دست آوردن میزان منافع حاصل از تغییر قیمت باید تابع تقاضای هیکسی به ازای سطح اولیه مطلوبیت را به دست آورد

$$Hq_i(rp,u^*) = \frac{\partial e(rp,u^*)}{\partial rp} \qquad ۵ - ۴$$

= تابع تقاضای هیکسی برق

سپس مقدار این تابع در نقطه rp_1 محاسبه و آن را با Hq_i^1 نشان داده می‌شود.

پس از آن مقدار حاصل از تابع تقاضا در اختلاف قیمت ضرب می‌گردد و درآمد(منافع) حاصل از تغییر قیمت به دست آید.

$$Hq_i^1(rp,u^*) \times drp \qquad ۵ - ۶$$

= میزان منافع حاصل از تغییر قیمت

تفاوت بین تغییر جبرانی و میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت، خالص رفاه از دست رفته در هر گروه را نشان می‌دهد، به گونه ای که مقدار آن خواهد بود:

$$DWL = \left\{(1-B_1)\left[\frac{a^{B_2 d_1}}{1+B_2}\left(rp_1^{1+B_2} - rp_0^{1+B_2}\right)\right] + yr_1^{1-B_1}\right\}^{\frac{1}{1-B_1}} - yr_1^1 - Hq_i^1(rp,u^*) \times drp_1 \qquad ۵ - ۷$$

[1] Hausman , J.A. (2000).

Archive of SID

www.SID.ir

با مشتق گیری از تابع:

$$e(rp,\bar{u})=\left[(1-B_1)(\bar{u}+\frac{e^{B_2 d_1}}{1+B_2}rp^{1+B_2})\right]^{\frac{1}{1-B_1}}$$

به تابع تقاضای هیکسی برق می‌رسیم:

$$Hq_i=\frac{\partial e(rp_1)}{\partial rp_1}=\left\{(1-B_1)\bar{u}+\frac{1-B_1}{1+B_2}rp_1^{1+B_2}\right\}^{\frac{B_1}{1-B_1}}rp_1^{B_1}$$

مقدار $\bar{u}$ را با استفاده از معادله زیر بدست آورده و جایگزین نموده و مقدار تقاضای هیکسی به دست می‌آید.

$$\bar{u}=-\frac{1}{1+B_2}rp_2^{1+B_2}+\frac{1}{1-B_1}yr_i^{1-B_1}$$

سپس مقدار حاصل از تابع تقاضا را در اختلاف قیمت ضرب نموده و درآمد حاصل از تغییر قیمت به دست می‌آید.

تفاوت بین تغییر جبرانی و میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت، خالص رفاه از دست رفته در هر گروه را نشان می‌دهد.

در جدول شماره (۵–۷) میزان تغییر جبرانی و خالص رفاه از دست رفته در هر گروه نشان داده شده است.

جدول (۵– ۷): بررسی خالص رفاه از دست رفته

در گروه‌های مختلف درآمدی – برحسب ریال

گروه درآمدی	تغییر جبرانی	میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت	خالص رفاه از دست رفته
۱	3161/62	3010/94	150/67
۲	3696/86	3435/37	261/49
۳	3839/82	3535/43	304/39
۴	4367/03	4011/52	355/51
۵	6015/57	5629/52	386/05
جمع کل	21080/9	19622/78	1458/11

منبع: محاسبات محقق

Archive of SID

www.SID.ir

همان طور که مشاهده می‌شود بر اثر افزایش قیمت برق در گروه پنجم، بالاترین کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت را نصیب دولت می‌نماید. همچنین بیشترین خالص رفاه از دست رفته در گروه پنجم و کمترین تغییر رفاه در گروه اول می‌باشد.

افزایش قیمت به میزان بیست درصد نسبت به سال ۱۳۸۸، بیشترین اثر کاهش رفاه را بر گروه پنجم و کمترین اثر را بر گروه اول دارد.

اگر دولت تصمیم بگیرد که کل میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت که مبلغ 19622/78 ریال است را به طور مساوی بین خانوارها تقسیم نماید، می‌توان نتیجه گرفت که گروه‌های پایین جامعه از این تخصیص بیشتر منتفع می‌گردند و حتی ممکن است درآمد گروه‌های پایین جامعه افزایش یابد. از آنجایی که گروه‌های بالای جامعه از کالای برق بیشتر استفاده می‌نمایند، لذا هزینه افزایش قیمت نیز بیشتر بر دوش گروه‌های بالای جامعه می‌باشد. البته به علت پایین بودن سهم مخارج برق در گروه‌های بالای جامعه تغییر محسوسی در درآمد آنها به وجود نمی‌آید. این عمل در نهایت نوعی توزیع مجدد درآمد را در پی دارد که نسبت به حالت اعطای یارانه غیر مستقیم مزیت بالاتری دارد.

در جدول شماره (۵-۸) مشخص است که سهم مساوی هر گروه از کل کاهش هزینه حاصل از تغییر قیمت مبلغ 3924/556ریال می‌باشد. این مقدار نشان دهنده یارانه مستقیم دولت است. اگر این مقدار یارانه از CV کسر گردد میزان حاصل، درآمد اضافی هر گروه پس از جبران افزایش قیمت خواهد بود.

همان طور که از جدول شماره (۵-۸) مشخص می‌باشد این درآمد برای گروه اول تا سوم مثبت و برای گروه‌های بالای جامعه منفی می‌باشد. به عبارتی یارانه مستقیم نه تنها تغییر جبرانی برای سه گروه اول درآمدی را جبران نموده است بلکه درآمد اضافی نیز برای این سه گروه به همراه دارد.

اگر هدف دولت کمک به گروه‌های پایین جامعه باشد به نظر می‌رسد که این روش، موثرتر از کاهش قیمت برق می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۵ – ۸): بررسی اثر تقسیم مستقیم یارانه
بر گروه‌های مختلف درآمدی – بر حسب ریال

گروه درآمدی	یارانه مستقیم	درآمد اضافی پس از جبران افزایش قیمت
۱	3924/556	762/93
۲	3924/556	227/69
۳	3924/556	84/73
۴	3924/556	-442/47
۵	3924/556	-2091/01

منبع: محاسبات محقق.

نتیجه گیری

نتایج نشان می‌دهند که تغییر جبرانی و خالص رفاه از دست رفته به ترتیب از گروه اول به پنجم سیر صعودی را طی می‌نماید. البته بایستی توجه داشت که سهم هزینه برق در گروه‌های پایین جامعه بیشتر از گروه‌های بالای جامعه می‌باشد.[۱] لذا بطور نسبی تغییر قیمت اثر بیشتری بر گروه‌های پایین جامعه دارد. اما اگر دولت تصمیم به تخصیص مساوی میزان کاهش هزینه ناشی از افزایش قیمت میان گروه‌های مختلف درآمدی بگیرد در نهایت نوعی توزیع مجدد صورت می‌گیرد.

با توجه به نتایج به نظر می‌رسد افزایش قیمت برق به طور مطلق کاهش رفاه بیشتری را در گروه‌های بالای جامعه به دنبال داشته است، اما به علت بالا بودن درآمد گروه‌های بالای جامعه، نسبت تغییر جبرانی به درآمد در گروه‌های پایین جامعه بیشتر از گروه‌های بالای جامعه می‌باشد.

بر اساس نتایج به دست آمده مشاهده می‌شود با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به خانوارها، رفاه خانوارهای با درآمد پایین و متوسط افزایش می‌یابد. پس فرضیه اول ما به قوت خود باقی می‌ماند و رد نمی‌شود.

[۱] سالنامه آماری مرکز آمار ایران – سالهای مختلف

Archive of SID

www.SID.ir

با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به خانوارها، رفاه خانوارهای با درآمد بالا کاهش می‌یابد. پس فرضیه دوم ما نیز به قوت خود باقی می‌ماند و رد نمی‌شود.

از آنجاییکه افزایش قیمت برق، درآمدی را برای دولت ایجاد می‌نماید می‌توان انتظار داشت با تخصیص مستقیم و مساوی این درآمد به گروه‌های درآمدی، نفع بیشتری به گروه‌های پایین جامعه برسد. این نوع یارانه به دلیل عدم مشکل شناسایی خانوارهای کم درآمد بیشتر مورد توجه می‌باشد. ویژگی‌های مشترک برآورد انجام شده در هر گروه عبارت است از:

قدر مطلق کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای برق در هر گروه کوچک تر از واحد بوده و از لحاظ آماری معنی دار می‌باشد. پایین بودن کشش قیمتی تقاضا از طرفی نشان دهنده تاثیر جزیی تغییرات قیمت بر روی تقاضای برق در دوره مورد بررسی بوده و از طرف دیگر بیانگر عدم وجود جانشین مناسب برای برق در بخش خانگی می‌باشد. مهم ترین دلیل کوچک بودن کشش قیمتی، سهم کم هزینه برق خانوار از کل بودجه می‌باشد.[۱] کشش درآمدی کوچک تر از واحد در بلند مدت نشان می‌دهد که در سبد مصرفی خانوار برق یک کالای ضروری می‌باشد. بنابراین تقاضا نسبت به تغییرات درآمد از خود واکنش زیادی نشان نمی‌دهد.

ضریب جمله تصحیح خطا $(ecm(-1))$ در برآورد مدل تصحیح خطا در همه گروه‌ها از لحاظ آماری معنی دار می‌باشد.

ارائه پیشنهادات جهت پژوهش‌های آتی در این زمینه

بررسی این پژوهش در تعادل جزئی انجام شده و به بررسی افزایش قیمت بر روی سایر کالاها نپرداخته است ولذا توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی در این زمینه، به بررسی مدل در تعادل کلی پرداخته شود.

[۱] سالنامه آماری مرکز آمار ایران – سالهای مختلف

Archive of SID

www.SID.ir

در این پژوهش تاثیر افزایش قیمت برق بر خالص رفاه خانوارها در گروه‌های مختلف درآمدی مورد بررسی قرار گرفت. پیشنهاد می‌گردد جهت پژوهش‌های آتی، تاثیر افزایش قیمت برق بر خالص رفاه واحدهای تجاری مورد بررسی قرار گیرد.

توصیه‌های سیاستی

بدون شک الگوی تخصیصی و توزیعی یارانه ها، به دلیل بهره مندی ناعادلانه دهک ها، می‌بایست تغییر یابد. یارانه مستقیم به دلیل عدم مشکل شناسایی خانوارهای کم درآمد بیشتر مورد توجه می‌باشد.

تلاش شود بخش‌هایی که انرژی برق در آن ویژگی مصرفی و واسطه ای دارند تفکیک شود و در گام اول تلاش شود تا الگوی قیمت گذاری بخش‌هایی که انرژی برق، به عنوان کالای مصرفی است تغییر یابد.

منابع و ماخذ

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارشات اقتصادی و ترازنامه سال‌های مختلف.

۲- داودی، پرویز و سالم، علی اصغر (۱۳۸۵). اثر تغییر قیمت بنزین بر رفاه خانوارها در دهک‌های مختلف درآمدی، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۳ صفحات ٤٨ – ۱۵

۳- سالنامه آماری مرکز آمار ایران

۴- لیارد، پی . آر . جی و والترز، اقتصاد خرد، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی ۱۳۷۷

۵- موسوی جهرمی، یگانه. (۱۳۸۱). " هزینه نهایی رفاه اجتماعی ناشی از مالیات‌های غیرمستقیم مالیات بر مصرف در ایران در سال ۱۳۷۳ "، پژوهش نامه بازرگانی، ج ۲۲، ص ۲۰۹ – ۱۸۷ .

۶- نجیبی، اسحاق. (۱۳۸۳). " اندازه گیری خالص رفاه مصرف کننده ناشی از افزایش قیمت بنزین " پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

۷- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸)." ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی "، تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.

8 – Dodonov , B., P . Optiz and W . Pfaffenberger. (2004). " How much do electricity tariff in Ukraine hurt the poor? " , Enerrgy Policy , Vol. 32 , pp.855-863.

Archive of SID

www.SID.ir

9 – Hausman , J.A. (1981). " Exact consumer's surplus and deadweight loss. " The American Economic Review , Vol.71,No.4,pp.662-676.
10 – Hausman , J.A. (2000). " Efficiency effects on the U.S economy from wireless taxation ". National Tax Journal , Vol.53,No.3,pp.733-742.
11 – Henderson , J.M. and R.E. Quandt (1980). " Microeconomic theory: A mathematical approach " . Third Edition. New York: McGraw Hill, Inc.
12 – Layard , R. and A.A. Walters . (1978) . " Microeconomics Theory " . Third edition , New York: McGraw Hill. Inc.
13-Muhammad, N., & Rasheed, A.;" Stock Prices and Exchange Rates: Are they Related? Evidence from South Asian countries"; Karachi University, Karachi-Pakistan, 2001.
14-Muradoglu, Y.G., & Metin, k.; "Efficiency of the Turkish stock Exchange with Respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis"; European Journal Operational Research, 1996.
۱۵- Pesaran, M.H., Pesaran, B.,(1997). Working wit Microfit 4.0. Camfit Data Ltd, Cambridge.
16- Willig,King and Slesnick(1991): "Changes in consumer welfare effects of price changes"
17- Ali Akbar Khosravinejad , Farhad Khodadad Kash , Zahra Sohbati (2013),"An Evaluation of Rise in Food Price on Welfare of Urban Households in Iran".
18-Conrad and Schroder(1991). "Demand for durable goods and durable consumer welfare and environmental policies".
19 – Creedy(2004)."Welfare changes resulting from a hypothetical increase in the tax on gasoline".
20-Jorgenson,D.T.(1990)." Analysis of monetary measures of welfare".

Archive of SID

www.SID.ir

پیوستها و ضمائم

الف – آزمون ریشه واحد مصرف سرانه برق

Group unit root test: Summary
Series: Q1, Q2, Q3, Q4, Q5
Date: 03/13/12 Time: 17:45
Sample: 1360 1387
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 6
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-26.6310	0.0000	5	119
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-12.0953	0.0000	5	119
ADF - Fisher Chi-square	23.9170	0.0078	5	119
PP - Fisher Chi-square	29.3289	0.0011	5	135

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

ب – آزمون ریشه واحد درآمد سرانه قابل تصرف واقعی

Group unit root test: Summary
Series: Y1, Y2, Y3, Y4, Y5
Date: 03/13/12 Time: 17:49
Sample: 1360 1387
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 1
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-26.1884	0.0000	5	133
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-28.8980	0.0000	5	133
ADF - Fisher Chi-square	122.921	0.0000	5	133
PP - Fisher Chi-square	92.1034	0.0000	5	135

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

www.SID.ir

پ – آزمون ریشه واحد قیمت متوسط واقعی برق

Null Hypothesis: RP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.841831	0.0632
Test critical values:	1% level	-2.653401	
	5% level	-1.953858	
	10% level	-1.609571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RP)
Method: Least Squares
Date: 03/13/12 Time: 17:50
Sample (adjusted): 1361 1387
Included observations: 27 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RP(-1)	-0.038892	0.021116	-1.841831	0.0769

R-squared	0.060995	Mean dependent var	-0.009630
Adjusted R-squared	0.060995	S.D. dependent var	0.039563
S.E. of regression	0.038338	Akaike info criterion	-3.648438
Sum squared resid	0.038214	Schwarz criterion	-3.600444
Log likelihood	50.25392	Hannan-Quinn criter.	-3.634167
Durbin-Watson stat	2.325630		

ت – تخمین مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه اول درآمدی

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,0,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LQ1
25 observations used for estimation from 1363 to 1387

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LY1	.61020	.48057	1.2697[.007]
LRP	-.732600	.86764	-.844359[.000]
D1	-1.5612	3.5617	-.43833[.666]

www.SID.ir

ث – تخمین مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه دوم درآمدی

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(3,0,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LQ2
25 observations used for estimation from 1363 to 1387

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LY2	.63230	.46158	1.3698[.000]
LRP	-.825600	.43928	-1.87943[.000]
D1	-2.6789	1.4103	-1.8995[.080]

ج – تخمین مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه سوم درآمدی

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LQ3
27 observations used for estimation from 1361 to 1387

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LY3	.64960	.78949	.82280[.004]
LRP	-.925300	1.3286	-.69644[.000]
D1	-3.5974	2.3069	-1.5595[.134]

www.SID.ir

چ – تخمین مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه چهارم درآمدی

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,3,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LQ4
25 observations used for estimation from 1363 to 1387

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LY4	.6500	.19934	3.26076[.002]
LRP	-.95035	.63834	-1.488783[.000]

ح – تخمین مربوط به الگوی بلند مدت تقاضا برای برق در گروه پنجم درآمدی

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LQ5
27 observations used for estimation from 1361 to 1387

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LY5	.59520	.29777	1.9988[.000]
LRP	-.74580	.88382	-.843836[.000]
D1	-.58281	1.7339	-.33612[.740]

www.SID.ir

خ – تخمین مربوط به الگوی تصحیح خطای تقاضا برای برق در گروه اول درآمدی

```
         Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
         ARDL(1,0,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
********************************************************************************
Dependent variable is dLQ1
25 observations used for estimation from 1363 to 1387
********************************************************************************
Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
dLY1                      .20474             .10794            1.8968[.072]
dLRP                     -.61520             .92803            -.66290[.096]
dD1                       1.6814             .66504            2.5283[.020]
ecm(-1)                  -.14169            .077602            -1.8258[.082]
********************************************************************************
List of additional temporary variables created:
dLQ1 = LQ1-LQ1(-1)
dLY1 = LY1-LY1(-1)
dLRP = LRP-LRP(-1)
dD1 = D1-D1(-1)
ecm = LQ1   -.6102*LY1 +  .73260*LRP +   1.5612*D1
********************************************************************************
R-Squared                        .59330   R-Bar-Squared                    .51196
S.E. of Regression               .47255   F-stat.    F(  3,  21)    9.7255[.000]
Mean of Dependent Variable     -.077685   S.D. of Dependent Variable       .67643
Residual Sum of Squares          4.4661   Equation Log-likelihood        -13.9438
Akaike Info. Criterion         -18.9438   Schwarz Bayesian Criterion     -21.9910
DW-statistic                     2.2333
********************************************************************************
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLQ1 and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.
```

Archive

www.SID.ir

د – تخمین مربوط به الگوی تصحیح خطای تقاضا برای برق در گروه دوم درآمدی

```
        Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
        ARDL(3,0,3,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
********************************************************************************
Dependent variable is dLQ2
25 observations used for estimation from 1363 to 1387
********************************************************************************
Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
dLQ21                     .47710            .16101             2.9632[.010]
dLQ22                    -.53581            .14438            -3.7111[.002]
dLY2                      .23917           .077257             3.0958[.007]
dLRP                     -.58417            .47484            -1.2302[.238]
dLRP1                     .66654            .42762             1.5587[.140]
dLRP2                    -.59223            .39295            -1.5071[.153]
dD1                       2.2502            .18824            11.9542[.000]
dD11                     -1.2516            .43857            -2.8538[.012]
dD12                      1.9076            .42272             4.5128[.000]
ecm(-1)                  -.10370           .048667            -2.1309[.050]
********************************************************************************
List of additional temporary variables created:
dLQ2 = LQ2-LQ2(-1)
dLQ21 = LQ2(-1)-LQ2(-2)
dLQ22 = LQ2(-2)-LQ2(-3)
dLY2 = LY2-LY2(-1)
dLRP = LRP-LRP(-1)
dLRP1 = LRP(-1)-LRP(-2)
dLRP2 = LRP(-2)-LRP(-3)
dD1 = D1-D1(-1)
dD11 = D1(-1)-D1(-2)
dD12 = D1(-2)-D1(-3)
ecm = LQ2   -.63230*LY2 +  .8256*LRP +   2.6789*D1
********************************************************************************
R-Squared                        .96280   R-Bar-Squared                    .93133
S.E. of Regression               .14404   F-stat.    F(  9,  15)   37.3898[.000]
Mean of Dependent Variable     -.073805   S.D. of Dependent Variable      .54969
Residual Sum of Squares          .26973   Equation Log-likelihood        21.1415
Akaike Info. Criterion           9.1415   Schwarz Bayesian Criterion      1.8282
DW-statistic                     1.7347
********************************************************************************
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLQ2 and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.
```

ذ – تخمین مربوط به الگوی تصحیح خطای تقاضا برای برق در گروه سوم درآمدی

```
        Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
        ARDL(1,1,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
********************************************************************************
Dependent variable is dLQ3
27 observations used for estimation from 1361 to 1387
********************************************************************************
Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
dLY3                      .96048            .16068             5.9775[.000]
dLRP                     -0.1402            .47020            -.29817[.024]
dD1                       1.4880            .25768             5.7745[.000]
ecm(-1)                  -.086031           .042417            -2.0282[.054]
********************************************************************************
List of additional temporary variables created:
dLQ3 = LQ3-LQ3(-1)
dLY3 = LY3-LY3(-1)
dLRP = LRP-LRP(-1)
dD1 = D1-D1(-1)
ecm = LQ3   -.6496*LY3 +  .9253*LRP +   3.5974*D1
********************************************************************************
R-Squared                        .80815   R-Bar-Squared                    .76247
S.E. of Regression               .22894   F-stat.    F(  3,  23)   29.4869[.000]
Mean of Dependent Variable     -.10853   S.D. of Dependent Variable      .46974
Residual Sum of Squares          1.1006   Equation Log-likelihood         4.8878
Akaike Info. Criterion          -1.1122   Schwarz Bayesian Criterion     -4.9997
DW-statistic                     1.6828
********************************************************************************
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLQ3 and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.
```


www.SID.ir

ر – تخمین مربوط به الگوی تصحیح خطای تقاضا برای برق در گروه چهارم درآمدی

```
         Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
          ARDL(1,3,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
********************************************************************************
 Dependent variable is dLQ4
 25 observations used for estimation from 1363 to 1387
********************************************************************************
 Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
 dLY4                      .35043            .057666             6.0769[.000]
 dLY41                     .25660            .062481             4.1068[.001]
 dLY42                     .11723            .059096             1.9837[.061]
 dLRP                      -.5299             .20871             -2.539[.020]
 ecm(-1)                  -.05239            .020040             -2.614[.017]
********************************************************************************
 List of additional temporary variables created:
 dLQ4 = LQ4-LQ4(-1)
 dLY4 = LY4-LY4(-1)
 dLY41 = LY4(-1)-LY4(-2)
 dLY42 = LY4(-2)-LY4(-3)
 dLRP = LRP-LRP(-1)
 ecm = LQ4   -.650*LY4 +  .95035*LRP
********************************************************************************
 R-Squared                      .75465   R-Bar-Squared                    .69008
 S.E. of Regression            .089397   F-stat.    F(  4,  20)   14.6097[.000]
 Mean of Dependent Variable   -.14537   S.D. of Dependent Variable       .16058
 Residual Sum of Squares       .15184   Equation Log-likelihood         28.3238
 Akaike Info. Criterion        22.3238   Schwarz Bayesian Criterion      18.6672
 DW-statistic                   1.3956
********************************************************************************
 R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
 dLQ4 and in cases where the error correction model is highly
 restricted, these measures could become negative.
□
```

Archive

www.SID.ir

ز – تخمین مربوط به الگوی تصحیح خطای تقاضا برای برق در گروه پنجم درآمدی

```
         Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
         ARDL(1,1,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
********************************************************************************
Dependent variable is dLQ5
27 observations used for estimation from 1361 to 1387
********************************************************************************
Regressor             Coefficient       Standard Error         T-Ratio[Prob]
dLY5                      .72350            .28580             2.5315[.019]
dLRP                      -.1095            .58509             -.1871[.071]
dD1                      .068928            .20887             .33000[.744]
ecm(-1)                   -.1182           .056422             -2.096[.047]
********************************************************************************
List of additional temporary variables created:
dLQ5 = LQ5-LQ5(-1)
dLY5 = LY5-LY5(-1)
dLRP = LRP-LRP(-1)
dD1 = D1-D1(-1)
ecm = LQ5   -.59520*LY5 +   .74580*LRP +   .58281*D1
********************************************************************************
R-Squared                        .38354   R-Bar-Squared                  .27146
S.E. of Regression               .30544   F-stat.    F(  3,  23)    4.5626[.012]
Mean of Dependent Variable      -.14523   S.D. of Dependent Variable      .35784
Residual Sum of Squares          2.0524   Equation Log-likelihood        -3.5243
Akaike Info. Criterion          -8.5243   Schwarz Bayesian Criterion    -11.7639
DW-statistic                     1.4777
********************************************************************************
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable
dLQ5 and in cases where the error correction model is highly
restricted, these measures could become negative.
```

Archive of SID

www.SID.ir