تخمین تابع تقاضای انرژی خانگی در ایران: رویکرد حداقل مربعات معمولی پویا

دکتر داوود منظور *
علی نوری اینانلو **

چکیده: *تحولات و پیشرفتهای اخیر در دانش اقتصادسنجی به پیدایش تخمین‌زننده‌های مناسب برای نمونه‌های کوچک و سریهای دارای رابطهٔ همگرایی منجر شده است. رویکرد حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) که در سال ۱۹۹۳ توسط استاک و واتسون ارائه شده است، علاوه بر آنکه برای استفاده در نمونه‌های کوچک مناسب است، از ایجاد تورش همزمانی جلوگیری می‌کند و می‌تواند مرتبه‌های جمعی متفاوت در بین متغیرها را نیز در تخمین ملحوظ کند. در این مقاله سعی شده است با استفاده از این روش، کششهای بلندمدت تقاضای انرژی بخش خانگی در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سالهای ۵۰-۸۰ برآورد شود. بر اساس نتایج به دست‌آمده کششهای درآمدی و قیمتی تقاضای انرژی خانگی به ترتیب ۰/۷۵ و ۰/٤٤- است.*

کلیدواژه: *تقاضای انرژی، بخش خانگی، همگرائی، روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS).*

---

* استادیار دانشگاه امام صادق (ع)
** کارشناس ارشد اقتصاد انرژی

مقدمه

الگوسازی (مدل‌سازی) تقاضای انرژی در بخشهای مختلف مصرف‌کننده انرژی از جمله اقدامات لازم جهت مدیریت بهتر بخش انرژی و سیاست‌گذاری مناسب به منظور افزایش بهره‌وری در این بخش است.

بخش خانگی یکی از بخشهای اصلی مصرف‌کنندهٔ انرژی است که مصارف آن را عمدتاً گرمایش، سرمایش و پخت و پز تشکیل می‌دهد. در طی دورهٔ ۵۰-۸۰ این بخش همواره بیشترین سهم را از مصرف انرژی در کل کشور داشته است. در طی این دوره سهم بخش خانگی از کل مصرف انرژی به طور متوسط ۲۸/۲ درصد بوده است، این در حالی است که متوسط سهم بخشهای صنعت، حمل و نقل و کشاورزی به ترتیب ۲۱/٤، ۲۰/۷ و ۵ درصد گزارش شده است. مصرف انرژی در این بخش به استثنای برخی سالها، همواره از یک روند صعودی برخوردار بوده است، به گونه‌ای که متوسط نرخ رشد آن در طی سالهای ۵۰-۸۰، ۷/۸ درصد است.

در این مقاله ضمن تبیین روش‌شناسی حداقل مربعات معمولی پویا که برای اولین بار در سال ۱۹۹۳ توسط استاک - واتسون توسعه یافت، کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضای کل انرژی در بخش بماند بر اساس داده‌های سالیانه مربوط به سالهای ۵۰-۸۰ با استفاده از روش فوق برآورد می‌شود. برای این منظور تقاضای بلندمدت انرژی در بخش خانگی به صورت تابعی از متغیرهای قیمتهای واقعی انرژی، تعداد کل واحدهای مسکونی ساخته شده در کشور در نظر گرفته می‌شود.

۱. معرفی تخمین‌زنندهٔ حداقل مربعات پویا

وجود روندهای تصادفی (stochastic trends) در سریهای زمانی می‌تواند تفسیر نتایج اقتصادسنجی، انتخاب روش تخمین و اعتبار پیش‌بینیهای به عمل‌آمده به کمک الگو (مدل) را با مشکل مواجه کند. به طور مشخص، با وجود روندهای تصادفی چه بسا آماره‌های تشخیصی به اشتباه بر وجود رابطهٔ میان متغیرها دلالت کند. همچنین، ممکن است در این حالت، معادلات اقتصادسنجی با استفاده از فنّهایی برآورد شوند که برای داده‌های مورد نظر مناسب نباشند. به علاوه، پیش‌بینیهایی که بر اساس الگو انجام

می‌شود، می‌تواند دچار تورش شود. در سالهای اخیر، متخصصان اقتصادسنجی، به اثرات نامطلوب روندهای تصادفی در سریهای زمانی بر نتایج تخمینهای حداقل مربعات معمولی توجه کرده‌اند و به معرفی روشهای نوینی برای رفع آنها همت گمارده‌اند.

در صورت وجود روندهای تصادفی، حتی در مواردی که بین متغیرها هیچ گونه رابطهٔ واقعی وجود ندارد، فنّهای متداول نظیر روش حداقل مربعات معمولی چه بسا رابطهٔ معناداری را میان آنها نشان دهد (Granger & Newbold, 1974). چنین رگرسیونهایی به «رگرسیون کاذب» معروف است.

برای اجتناب از نتایج نادرست برآمده از رگرسیونهای کاذب، انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نظریهٔ همگرایی را مطرح کردند. یک گروه از متغیرهای غیرمانا، در صورتی رابطهٔ همگرایی خواهند داشت که حداقل یک ترکیب خطی مانا میان آنها وجود داشته باشد. وجود یا نبود رابطهٔ همگرایی میان متغیرهای الگو، پیش‌بینیهایی را که توسط آن صورت می‌گیرد، به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد، به طوری که اگر در یک معادلهٔ رگرسیونی رابطهٔ همگرایی وجود نداشته باشد، پیش‌بینیهای ضعیفی توسط الگو صورت خواهد گرفت. برای آزمون وجود روندهای تصادفی در سریهای زمانی و پسماندهای رگرسیون، متخصصان اقتصادسنجی سریهای زمانی روشهایی را ابداع کرده‌اند. همچنین، روشهایی نیز برای برآورد روابط میان متغیرهای دارای روند تصادفی ارائه شده است. رایج‌ترین روش برای آزمون وجود روند تصادفی در سریهای زمانی و پسماندهای رگرسیون آماره دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته است. برای آزمون وجود روند تصادفی در داده‌های مختلط (مقطعی و سری زمانی(panel data)) نیز، آزمونهای مختلفی توسط لوین و لین (Levin & Lin, 1992) و پدرونی (Pedroni, 1996) پیشنهاد شده است. یوهانسن ـ یوسیلیوس (Johansen & Jusellius, 1990) با استفاده از «تخمین‌زنندهٔ حداکثر راستنمایی مبتنی بر اطلاعات کامل»[1] روشی را برای برآورد (VECM) یک مدل تصحیح خطای برداری پیشنهاد کرده‌اند.

استاک و واتسون (Stock & Watson, 1993) با تعدیل روش حداقل مربعات معمولی، روشی برای برآورد رابطهٔ میان متغیرهای دارای روندهای تصادفی را پیشنهاد کرده‌اند و آن را حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) یا حداقل مربعات معمولی

تعمیم‌یافته (GOLS) نامیده‌اند. مقصود از پویا بودن، آن است که در این روش الگوی زمانی واکنش یک متغیر وابسته، نسبت به تغییرات متغیر (یا متغیرهای) مستقل مورد توجه قرار می‌گیرد.

برای بررسی رابطهٔ همگرایی معادله زیر را در نظر می‌گیریم:

$$Y_t = \alpha + \theta X_t + Z_t \qquad (۱)$$

با فرض معلوم بودن θ می‌توان سری $Z_t = Y_t - \theta X_t$ را تشکیل داد و از طریق آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر وجود رابطهٔ همگرایی را آزمون کرد. اگر ضریب رابطهٔ همگرایی θ نامعلوم باشد، قبل از آزمون ریشه واحد لازم است این ضریب برآورد شود. برای این منظور ابتدا معادله رگرسیون $Y_t = \alpha + \theta X_t + Z_t$ به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود و سپس وجود ریشهٔ واحد در پسماندهای این رگرسیون، $\hat{Z}_t$، به کمک آماره t دیکی ـ فولر آزمون می‌شود. این روش دو مرحله‌ای، به آزمون همگرایی به روش انگل گرنجر- دیکی فولر تعدیل شده (Engle and Granger, 1987) معروف به EG-ADF است که مقادیر بحرانی این آماره نیز توسط ایشان محاسبه شده است.

حال سؤال این است که ضرائب رابطهٔ همگرایی را چگونه می‌توان برآورد کرد؟ اگر X_t و Y_t رابطهٔ همگرایی داشته باشند، تخمین ضریب رابطهٔ همگرایی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) سازگار خواهد بود؛ ولی عموماً تخمین‌زننده‌های OLS در این حالت دارای توزیع غیرنرمال هستند و در نتیجه، استنباط آماری بر اساس آماره t محاسبه‌شده می‌تواند گمراه‌کننده باشد.

با توجه به نقاط ضعف تخمین‌زنندهٔ OLS برای تخمین پارامتر θ، متخصصان اقتصادسنجی تخمین‌زننده‌های دیگری را پیشنهاد کرده‌اند؛ یکی از این تخمین‌زننده‌ها که استفاده از آن در عمل بسیار آسان است، تخمین‌زنندهٔ حداقل مربعات معمولی پویاست (Stock & Watson, 1993). در این روش که در واقع، تعدیل‌یافتهٔ روش انگل ـ گرنجر است، مقادیر پیشین، پسین و جاری تفاضل مرتبهٔ اول متغیرهای سمت

راست به منظور رفع تورش مجانبی ناشی از درونزایی متغیرهای توضیحی و یا به عبارت دیگر، به منظور از بین بردن همبستگی بین جزء خطای رگرسیون و متغیرهای توضیحی به الگو افزوده می‌شوند. به عنوان مثال، فرض کنید سه متغیر y، x و z دارای مرتبهٔ جمعی یک باشند، به طوری که تفاضل مرتبهٔ اول آنها مانا باشد، حال اگر بخواهیم y را بر روی x و z رگرس کنیم، از رگرسیون زیر استفاده خواهیم کرد:

$$y(t) = a + a_1 x(t) + a_2 z(t) + b_1(L)(\Delta x(t)) + b_2(L)(\Delta z(t)) + u_t \quad ، \quad u_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

در عبارت بالا، y(t) و x(t) و z(t)، بردارهای nx1، L عملگر وقفه (یا عملگر تقدم (lead operator))، $b_1(L)$ و $b_2(L)$ چند جمله‌ای بر حسب L می‌باشند. استاک و واتسون (۱۹۹۳) برای حالتی که بیش از ۳۰۰ مشاهده در اختیار باشد، سه دورهٔ تقدم و تأخیر پیشنهاد کرده‌اند. به منظور برآورد واریانس بلندمدت، خطاهای استاندارد باید تعدیل شوند. برای این منظور ماتریس واریانس - کوواریانس تخمین‌زننده‌ها را می‌توان با روشهایی نظیر روش نیویی ـ وست (Newey – West, 1987) یا آندروز (Andrews, 1991) برآورد کرد. نرمال بودن توزیع خطاها همچنان با استفاده از آزمون ژارک ـ برا بررسی می‌شود. نکتهٔ مهم در روش تخمین DOLS آن است که این تخمین‌زننده در حالتهایی نیز که درجهٔ جمعی متغیرهای توضیحی متفاوت باشد، قابل استفاده است. بدین ترتیب، تخمین‌زنندهٔ DOLS امکان تخمین بردارهای همگرایی مشتمل بر متغیرهای جمعی دارای مرتبه‌های جمعی متفاوت را نیز فراهم می‌سازد؛ به عبارت دیگر، تخمین‌زنندهٔ DOLS می‌تواند برای تخمین رگرسیونهای نامتوازن (unbalanced regressions) نیز استفاده شود. بدین ترتیب، در رگرسیون فوق لزومی ندارد y(t) و x(t) و z(t) مرتبه‌های جمعی یکسانی داشته باشند. تخمین‌زنندهٔ DOLS در مقایسه با سایر تخمین‌زننده‌های بردار همگرایی از نقاط قوت متعددی برخوردار است که ذیلاً به برخی از آنها اشاره می‌شود:

۱. محاسبهٔ این تخمین‌زننده آسان است، به طوری که برآورد الگو به کمک این تخمین‌زننده در مقایسه سایر تخمین‌زننده‌های دارای کارایی مجانبی بسیار آسان‌تر است (Stock & Watson, 1993).

۲. تخمین بلندمدت پارامترها با روش DOLS سازگار است.

۳. تخمین‌زنندهٔ DOLS بر خلاف تخمین‌زنندهٔ انگل- گرنجر که توزیع مجانبی آن غیرنرمال است، از توزیع مجانبی نرمال برخوردار است.

٤. استاک و واتسون نشان دادند که در نمونه‌های کوچک تخمینهای به دست‌آمده از روش DOLS از میانگین مجذور خطای کمتری (root mean square error) نسبت به تخمینهای به دست‌آمده از روش حداکثر راستنمایی یوهانسن برخوردارند. به بیان دیگر، استاک و واتسون بر اساس شبیه‌سازی مونت کارلو دریافتند که DOLS در میان همهٔ تخمین‌زننده‌های رگرسیون بردار همگرایی از مجذور میانگین مربعات خطاهای کمتری برخوردار است.

۵. تخمین‌زنندهٔ انگل - گرنجر (۱۹۸۷) در نمونه‌های کوچک، بر خلاف تخمین‌زنندهٔ DOLS ممکن است با تورش قابل توجهی همراه باشد (Banerjee et al, 1996; Stock and Watson, 1993).

٦. در حالتی که همهٔ متغیرها دارای مرتبهٔ جمعی یک هستند و تنها یک بردار همگرایی وجود دارد، تخمین‌زنندهٔ DOLS به لحاظ مجانبی با تخمین‌زنندهٔ حداکثر راستنمایی یوهانسن (۱۹۸۸) هم‌ارز است.

۷. سایکونن (۱۹۹۱) و استاک و واتسون (۱۹۹۳) تخمین‌زنندهٔ DOLS را روش مناسبی برای تصحیح مشکل درونزایی و خودهمبستگی ارزیابی می‌کنند.

۸. پسماندهایی که از طریق روش DOLS به دست می‌آید، با هیچ یک از متغیرهای مستقل همبستگی ندارد و می‌توان آن را کاملاً برونزا تلقی کرد.

۹. در روش DOLS درونزایی متغیرهای توضیحی، ویژگیهای مجانبی به ویژه سازگاری تخمین‌زننده را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد (Stock & Watson, 1993).

۱۰. تخمین روابط بلندمدت با استفاده از تخمین‌زنندهٔ حداقل مربعات معمولی در نمونه‌های کوچک می‌تواند با تورش باشد و در نتیجه، نمی‌توان با استفاده از آماره t به استنباط آماری پرداخت. یکی از روشها برای حل مشکل تورش نمونه‌ای کوچک، تخمین‌زنندهٔ DOLS است. به همین جهت، این تخمین‌زننده در مقایسه

با سایر روشهای تخمین روابط همگرایی در الگوهای تک معادله‌ای مرجح است (Banegee et al, 1986; Kremers et al, 1992).

۱. در صورت استفاده از داده‌های پانل نیز تخمین‌زنندهٔ DOLS همچنان از عملکرد مطلوبی در تخمین رگرسیونهای بردار همگرایی برخوردار است.

۲. امتیاز مهم این تخمین‌زننده در آن است که بر خلاف سایر تخمین‌زننده‌ها، لازم نیست همهٔ سریهای زمانی از نوع جمعی مرتبهٔ اول I(1) باشند و می‌تواند در مواردی نیز که درجهٔ جمعی متغیرها متفاوت است، استفاده شود.

علی‌رغم ویژگیهای مثبت فوق این تخمین‌زننده از کاستیهایی نیز برخوردار است که برخی از آنها عبارت‌اند از:

۳. یکی از مشکلات اساسی روش DOLS تعیین تعداد تقدم و تأخیر مناسب است. یافتن طول وقفه مناسب دشوار است، در حالی که نتایج تخمین‌زنندهٔ DOLS به انتخاب تعداد دورهٔ تقدم و تأخیر حساس است. از طرف دیگر، روش منحصر به فردی برای تعیین تعداد دوره‌های تقدم و تأخیر وجود ندارد.

٤. تخمین‌زننده‌های تک‌معادله‌ای دیگری نیز مانند تخمین‌زننده تأخیرات توزیعی اتورگرسیو ((autoregressive distributed lag (ADL)) برای رفع مشکل درونزایی وجود دارد که بر تخمین‌زنندهٔ DOLS استاک و واتسون برتری دارد.

۵. آزمایشهای مونت کارلو نشان می‌دهد علی‌رغم آنکه تخمین بردار همگرایی به روش DOLS نسبت به روش OLS دارای تورش کمتری است، ولی با این حال، در نمونه‌های کوچک همچنان مقداری تورش وجود دارد.

٦. این روش فقط هنگامی که تنها یک رابطهٔ همگرایی میان متغیرهای دارای روند تصادفی وجود داشته باشد، قابل اجراست.

۲. توصیف الگو (مدل)

نخستین قدم در تحلیل کمی رفتارهای اقتصادی تدوین یک الگوی نظری است که ویژگیهای پدیدهٔ مورد نظر را در قالب معادله‌های ریاضی توصیف کند. از این رو، توجه کافی به فرآیند الگوسازی و اطلاعات سری زمانی ضرورت دارد. به هر حال، با توجه

به تعدد نظریه‌های اقتصادی، لازم است نظریه‌ای انتخاب شود که در عمل برای فهم رفتار اقتصادی مورد نظر، آزمون نظریه‌های اقتصادی، پیش‌بینی و تحلیل سیاستهای اقتصادی مناسب‌تر باشد.

در این بخش از مقاله ابتدا، الگوی نظری و متغیرهای آن معرفی می‌شود، سپس مانا یا غیرمانا بودن متغیرها بررسی می‌شود و بعد از آن تخمین الگو با روش حداقل مربعات معمولی پویا انجام می‌شود. متغیر وابسته در این مطالعه تقاضای کل انرژی در بخش خانگی است و متغیرهای توضیحی شامل قیمتهای واقعی انرژی، تعداد کل واحدهای مسکونی ساخته‌شده در کشور و هزینه‌های مصرفی خانوارهاست.

تقاضای کل انرژی در بخش خانگی از مجموع تقاضای برق، گاز مایع، نفت گاز، نفت سفید و گاز طبیعی بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام تشکیل می‌شود. به لحاظ اینکه تقاضای انرژی مانند سایر کالاها تحت تأثیر سطح درآمد خانوارهاست، از شاخص هزینه‌های مصرفی خانوار به عنوان جانشین متغیر درآمد استفاده می‌شود. قیمت انرژی خانگی به روش میانگین وزنی قیمت حاملهای انرژی محاسبه شده است. تعداد واحدهای مسکونی ساخته‌شده در کشور نیز به عنوان متغیر توضیحی استفاده می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این الگو از مرکز آمار ایران، سازمان ملی زمین و مسکن، معاونت انرژی وزارت نیرو، ترازنامه‌های انرژی و سالنامه‌های آماری استخراج شده‌اند.

با توجه به روش استاک ـ واتسون الگوی تقاضای کل انرژی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 R_t + \beta_3 X_t + \sum_{i=-k}^{k} \phi_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=-m}^{m} \psi_j \Delta R_{t-j} + \sum_{l=-n}^{n} \theta_l \Delta X_{t-l} + \varepsilon_t$$

که در آن k، m و n طول تقدمها و تأخیرهای رگرسورها می‌باشند. فرم لگاریتمی معادلهٔ فوق را با در نظر گرفتن یک دورهٔ تقدم و تأخیر می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$LQ_t = \beta_0 LP_t + \beta_2 LR_t + \beta_3 LX_t + \beta_4 D(LP_t) + \beta_5 D(LR_t) + \beta_6 D(LX_t) + \beta_7 D(LP_t(-1)) + \beta_8 D(LP_t(+1)) + \beta_9 D(LR_t(-1)) + \beta_{10} D(LR_t(+1)) + \beta_{11} D(LX_t(-1)) + \beta_{12} D(LX_t(+1)) + u_t$$

که در آن:

LQ_t: لگاریتم تقاضای کل انرژی در بخش خانگی (میلیون بشکه معادل نفت خام)

LP_t: لگاریتم قیمتهای واقعی انرژی در بخش خانگی (میلیون ریال/میلیون بشکه معادل نفت خام)

LR_t: لگاریتم تعداد مسکونی ساخته‌شده در کشور (دستگاه)

LX_t: لگاریتم هزینه‌های مصرفی خانوارها (میلیارد ریال)

$D(LP_t)$: تغییرات لگاریتم قیمتهای واقعی انرژی در بخش خانگی

$D(LR_t)$: تغییرات لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی ساخته‌شده در کشور

$D(LX_t)$: تغییرات لگاریتم هزینه‌های مصرفی خانوارها

$D(LP_t(-1))$: تغییرات لگاریتم قیمتهای واقعی انرژی با یک دورهٔ تأخیر

$D(LP_t(+1))$: تغییرات لگاریتم قیمتهای واقعی انرژی با یک دورهٔ تقدم

$D(LR_t(-1))$: تغییرات لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی ساخته‌شده در کشور با یک دورهٔ تأخیر

$D(LR_t(+1))$: تغییرات لگاریتم تعداد واحدهای مسکونی ساخته‌شده در کشور با یک دورهٔ تقدم

$D(LX_t(-1))$: تغییرات لگاریتم هزینه‌های مصرفی خانوارها با یک دورهٔ تأخیر

$D(LX_t(+1))$: تغییرات لگاریتم هزینه‌های مصرفی خانوارها با یک دورهٔ تقدم

U_t: جملهٔ اختلال

t: نشان‌دهندهٔ دورهٔ زمانی (سال)

۳. آزمون ریشهٔ واحد در سریهای زمانی

در الگوهای سری زمانی قبل از انجام هر گونه برآوردی باید ابتدا، مانایی متغیرهای الگو و سپس در صورت عدم مانایی وجود رابطهٔ همگرایی و یا ارتباط بلندمدت میان

آنها آزمون شود؛ چرا که در غیر این صورت، نتایج حاصل از برآورد الگو قابل اعتماد و اتکاء نخواهند بود.

برای آزمون مانایی متغیرها از آزمون ریشهٔ واحد تعمیم‌یافته دیکی- فولر ADF استفاده می‌شود. برای این منظور ابتدا آزمون ADF را روی سطح متغیرها انجام می‌دهیم. مقادیر این آماره برای هر یک از متغیرهای مورد استفاده در الگو در جدول (۱) منعکس شده است.

جدول ۱: آزمون ریشهٔ واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها

متغیر	آماره‌آزمون محاسبه شده	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
LQ	-۱/۹۰	-۲/۹۶
LP	-۲/۳٤	
LR	۱/۷٦	
LX	-۲/۷۹	

ملاحظه می‌شود که قدر مطلق آمارهٔ محاسبه‌شده برای تمامی متغیرها از مقدار بحرانی در سطح ۵٪ کوچک‌تر است و در نتیجه، فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد را نمی‌توان رد کرد. به عبارت دیگر، تمامی متغیرها در سطح غیرمانا هستند. حال وجود ریشهٔ واحد در تفاضل متغیرها را بررسی می‌کنیم.

جدول ۲: آزمون ریشهٔ واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها

متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
D(LQ)	-۳/۳٦	-۲/۹۷
D(LP)	-۲/۷٤	
D(LR)	۰/۰۷٦	
D(LX)	-۲/۸۸	

جدول ۳: آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته بر روی تفاضل مرتبه دوم متغیرها

متغیر	آماره آزمون ADF	مقدار بحرانی در سطح ٪۵
D(LP,2)	-۵/۵۷	-۲/۹۷
D(LR,2)	-٤/۰۳	
D(LX,2)	-٤/۲٤	

با توجه به نتایج جداول (۲) و (۳) متغیر تقاضای کل انرژی در بخش خانگی با یک مرتبه تفاضل‌گیری به متغیر مانا تبدیل می‌شود و لذا از نوع جمعی مرتبه اول I(۱) است، در حالیکه سایر متغیرهای مورد استفاده تنها پس از دو مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شدند و در نتیجه از نوع جمعی مرتبه دوّم I(۲) هستند.

٤. آزمون وجود رابطهٔ همگرایی به روش یوهانسن

پس از بررسی مانایی متغیرهای الگو وجود رابطهٔ همگرایی در میان متغیرها $[Q_t,p_t,R_t,X_t]$ با استفاده از آزمون رابطهٔ همگرایی یوهانسن بررسی می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (٤) آمده است:

جدول ٤- آزمون تعداد بردارهای همگرایی یوهانسن

بردار	آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max})			
	H_0	H_1	آماره (LR)	مقداربحرانی٪۵
$[Q_t,P_t,R_t,X_t]$	$r^* = ۰$	$r = ۱$	٤۷/۷۰	٤۷/۲۱
	$r < ۱$	$r = ۲$	۲۵/٦۰	۲۹/٦۸
	$r < ۲$	$r = ۳$	۱۲/۹۱	۱۵/٤۱
	$r < ۳$	$r = ٤$	۳/۸۲	۳/۷٦

* رد فرضیه H_0

r تعداد بردارهای همگرایی است.

همان گونه که جدول (٤) نشان می‌دهد در سطح معناداری ۰/۰۵، آماره حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) بر وجود یک بردار همگرایی دلالت دارد.

۵. تخمین الگو به روش حداقل مربعات معمولی پویا

در این قسمت، نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای کل انرژی در بخش خانگی که با نرم‌افزار RATS انجام شده است، ارائه می‌شود.

برای تخمین معادلهٔ تقاضا به روش استاک – واتسون، لازم است تعداد بهینهٔ تقدمها و تأخیرهای تفاضلهای متغیرهای توضیحی تعیین شود. با توجه به فراوانی داده‌های سالیانه و دورهٔ نسبتاً کوتاه مورد بررسی و با توجه به معیارهای آکاییک (AIC) و شوارتز (SBC) تعداد تقدم و تأخیرهای بهینه، یک در نظر گرفته شده است؛ این تعداد تقدم و تأخیر برای حذف خودهمبستگی در پسماندها کافی به نظر می‌رسد. بدین ترتیب، تابع تقاضا به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\hat{LQ}_t = \underset{(-۱/۵)}{-19.7} \underset{(-۲/۹)}{-0.44LP_t} + \underset{(۱/۷)}{1.25LP_t} + \underset{(۳/۱)}{0.75LX_t} + \underset{(۰/۶۹)}{0.11D(LP_t)} +$$

$$\underset{(۰/۹۱)}{4.34D(LR_t)} + \underset{(۳/۱۱)}{0.09D(LX_t)} + \underset{(۰/۷۱)}{0.13D(LP_t(-1))} \underset{(-۱/۰۳)}{-0.16D(LP_t(+1))} -$$

$$\underset{(۰/۴۵)}{6.93D(LR_t(-1))} + \underset{(-۱/۳۹)}{7.75D(LR_t(+1))} + \underset{(۲/۱)}{0.07D(LX_t(-1))} + \underset{(۰/۲۵)}{0.15D(LX_t(+1))}$$

R^2=%99/2 $\bar{R}^2$ =٪98/5 F=156 D.W=1/56

چنان که ملاحظه می‌شود، متغیر LR_t در سطح معناداری ۱۰٪ و متغیرهای LP_t و LX_t در سطح معناداری ۵٪ معنادار می‌باشند و با توجه به اینکه متغیرها به صورت لگاریتمی در الگو به کار رفته‌اند، لذا از ضرایب به عنوان کشش تفسیر می‌شود، به طوری که کشش قیمتی تقاضای انرژی در بخش خانگی ۰/۴۴- است. از سوی دیگر، یک درصد افزایش در تعداد واحدهای مسکونی، به شرط ثابت بودن سایر عوامل، سبب افزایش تقاضای انرژی خانگی به میزان ۱/۲۵ درصد می‌شود، بدین معنا که مصرف انرژی در واحدهای مسکونی جدید بیش از متوسط واحدهای مسکونی قبلی است. به علاوه، کشش درآمدی تقاضای انرژی خانگی ۰/۷۵ است، بدین مفهوم که تقاضای کل انرژی نسبت به درآمد کم‌کشش است.

آماره ضریب تشخیص $\bar{R}^2$ نشان می‌دهد که حدود ۹۸/۵ درصد تغییرات تقاضای کل انرژی در بخش خانگی، توسط متغیرهای مستقل انتخاب‌شده توضیح داده می‌شود که این خود

به نوعی بیان‌کنندهٔ انتخاب متغیرهای مناسب است. همچنین، آماره دوربن ـ واتسن D.W نشان می‌دهد که دلیلی بر رد عدم خودهمبستگی وجود ندارد. آزمون براش ـ گادفری نیز که یکی از بهترین آزمونهای خودهمبستگی است، نشان می‌دهد که فرض H_0 مبنی بر عدم خودهمبستگی قابل رد نیست. به علاوه، آماره F، فرضیهٔ صفر بودن همزمان همهٔ ضرائب را رد می‌کند؛ چرا که احتمال آماره F کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. در واقع، ضرایب تقدمها و تأخیرهای تفاضلات متغیرهای توضیحی تفسیر اقتصادی ندارند و تنها به منظور حصول اطمینان از سازگاری رگرسیون و نیز حذف اثرات درونزایی رگرسورها به کار می‌روند (Buch, 2001, p 35). همچنین با انجام آزمون ناهمسایی واریانس وایت مشخص شد که دلیلی بر رد همسانی واریانس وجود ندارد. از سوی دیگر، آزمون CUSUM و CUSUMSQ برای بررسی پایداری ضرایب الگو استفاده و بر اساس آنها فرضیهٔ صفر مبنی بر پایداری ضرایب الگو تأیید شد. سرانجام آنکه آماره ژارک – برا نشان می‌دهد که در سطح معنادار ۵٪ دلیلی بر رد فرضیه H_0 مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاها وجود ندارد.

جمع‌بندی

در این مقاله تابع تقاضای کل انرژی در بخش خانگی با توجه به متغیرهای قیمتهای واقعی انرژی، تعداد واحدهای مسکونی ساخته‌شده در کشور و هزینه‌های مصرفی خانوارها طی سالهای ۵۰–۸۰ به صورت لگاریتمی و به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹ برآورد شد. برای جلوگیری از تخمین رگرسیونهای کاذب، ابتدا آزمونهای ریشهٔ واحد انجام شد و پس از آزمون رابطهٔ همگرایی یوهانسن تقاضای کل انرژی در بخش خانگی به وسیلهٔ روش حداقل مربعات معمولی پویا برآورد شد. نتیجهٔ آزمون رابطهٔ همگرایی یوهانسن حاکی از آن است که در سطح معناداری ۰/۰۵ آماره حداکثر مقادیر ویژه (λ_{max}) تنها بر وجود یک بردار همگرایی دلالت دارد. زمانی که تنها یک رابطهٔ همگرایی وجود داشته باشد، استفاده از تخمین‌زنندهٔ DOLS کاملاً مناسب است. بر اساس نتایج تخمین در بلندمدت الف، کشش قیمتی، نسبت به تقاضای کل انرژی در بخش خانگی برابر ۰/٤٤– است که نشان‌دهندهٔ کم‌کشش بودن تقاضای انرژی خانگی نسبت به قیمت است؛ ب، کشش درآمدی تقاضای انرژی خانگی ۰/۷۵ به دست آمد که نشان‌دهندهٔ ضروری بودن این کالا (انرژی) است؛ ج، یک درصد افزایش در تعداد کل

واحدهای مسکونی به شرط ثابت بودن سایر عوامل سبب می‌شود که تقاضای کل انرژی در بخش خانگی به میزان ۱/۲۵ درصد افزایش یابد، بدین معنا که صرف انرژی در واحدهای مسکونی جدید بیش از متوسط واحدهای مسکونی قبلی است.

در بخش خانگی، متغیرهایی همچون درآمد خانوار، جمعیت و ساختار آن، بعد خانوار، سطح زیربنای محل سکونت خانوار، موقعیت جغرافیایی محل استقرار خانوار و نرخ باسوادی در میزان مصرف انرژی تأثیر بسزایی دارد. در این بخش با توجه به اینکه در احداث واحدهای مسکونی استانداردهای صرفه‌جویی انرژی رعایت نمی‌شود، مقادیر قابل توجهی از حاملهای انرژی در اثر مصرف ناکارا به هدر می‌رود و از منظر دیگر، این موضوع به لحاظ زیست‌محیطی باعث افزایش میزان آلایندگی می‌شود. بنابراین، تدوین سیاستها و راهبرد (استراتژی)های خاص از جمله تدوین و الزام استانداردها برای توسعهٔ بهینه‌سازی مصرف انرژی در بخش خانگی ضروری است. در بخش ساختمان نیز بهینه‌سازی مصرف انرژی در ساختمانها از طریق به کارگیری رویکردهای فنی – مهندسی ضرورتی انکارناپذیر است. علاوه بر این، اتخاذ رویکردهای اجتماعی از قبیل آموزش، اطلاع‌رسانی و اصلاح رفتارها و هنجارهای مربوط به مصرف انرژی نیز ضروری است که از این طریق، نگرش مصرف‌کنندگان انرژی توسط روشی صحیح علمی مبتنی بر اصول روان‌شناختی، جامعه‌شناسی و تربیتی به سمت منطقی کردن الگوی مصرف انرژی هدایت شود. در واقع، در بخش آموزش و آگاه‌سازی تأکید بر تغییر نگرش، افزایش انگیزش، حساس‌سازی و ایجاد نگرش رفتاری در خصوص بهینه‌سازی مصرف انرژی است. بنابراین، به منظور ارتقای سطح آموزش و آگاه‌سازی در جامعه اقدامات متعددی از جمله آموزش مدیریت مصرف انرژی ضروری است.

یادداشتها

1 - full information maximum likelihood techniques

کتابنامه

- دفتر برنامه ریزی انرژی (۱۳۸۱). **ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۰**. تهران : وزارت نیرو ـ معاونت امور انرژی.
- Akmal, M. & stern, D.I. (2001). **Residential Energy Demand in Australia: An Application of Dynamic OLS**. The Australian National University, Center for Resource and Environmental studies.
- Granger, C.W.J & Newbold, P. (1974). "*Spurious regressions in Econometrics*". **Journal of Econometrics**. pp. 111-120.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (1993). "*A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems*". **Econometrica.** 61, pp 783-820.
- Stock, J.H. & Watson M.W. (2003). **Introduction to Econometrics**. Adison Wesley, Boston. pp. 556-558.
- Watson, M.W. (1994). "*Vector Autoregressions and Cointegration*". in Engle, R.F and D.L. Mc Fadden eds. **Handbook of Econometrics**. IV, Elsevier: New York. US.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی