

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی - سال هفتم - شماره دوم - تابستان ۱۳۸۶

الگوهای تقاضا و تحلیل دینامیک تقاضای انرژی در ایران

دکتر کیومرث سهیلی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۶/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۱/۲۰

چکیده

مدلهای مختلفی در تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرند. برخی از این مدل‌ها صرفاً جهت مطالعه تقاضای انرژی طراحی شده‌اند. بعضی دیگر اختصاص به تقاضای انرژی ندارند ولی در تحلیلهای تقاضای انرژی نیز مورد استفاده قرار می‌گیرند. عدمترين مدل‌های تقاضای انرژی، مدل‌های مصرف نهایی و مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری و غیرساختاری می‌باشند. مدل ارزیابی تقاضای انرژی، یکی از مشهورترین مدل‌های مصرف نهایی است که مخصوص تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی است. سیستم تقاضای خطی استون، سیستم تقاضای ترانس‌لوگ، سیستم تقاضای با کشش ثابت، سیستم تقاضای روتردام، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، الگوهای خودتوضیح، میانگین متحرک، خودتوضیح میانگین متحرک، خودتوضیح جمعی میانگین متحرک، خودتوضیح برداری و تصحیح خطای برداری نیز از معروف‌ترین مدل‌های ساختاری و غیر ساختاری اقتصادسنجی هستند که در تحلیل تقاضای انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

در این مقاله از میان الگوهای فوق، مدل دینامیک تصحیح خطای برداری به دلیل ویژگیهای منحصر به فرد، جهت تجزیه و تحلیل پویای تقاضای انرژی در ایران مورد استفاده قرار گرفته است. در این راستا سه الگوی جداگانه برای بررسی تقاضای فرآوردهای نفتی، برق و گازطبيعي در ایران طراحی شده است. جهت برآوردن این مدل‌های تصحیح خطای برداری طراحی شده برای تحلیل تقاضای انرژی در اقتصاد ایران، از نرم‌افزارهای *Eviews* و *Microfit* و سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، قیمت حقیقی حاملهای انرژی و مقدار فیزیکی تقاضای حاملها در دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۴ لغایت استفاده شده است.

به کارگیری روش جوهانسن، نشان می‌دهد که تعداد بردارهای همگمی بین متغیرهای مدل تقاضای فرآوردهای نفتی و مدل تقاضای برق، یک می‌باشد. بین متغیرهای مدل تصحیح خطای برداری گازطبيعي، رابطه تعادلی بلندمدت پایا وجود ندارد. در مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآوردهای نفتی ضرایب تمامی متغیرها در سطح اطمینان بالایی از نظر آماری معنادار هستند و علامت جملة تصحیح خط نیز صحیح است. در این مدل، سرعت تعديل انحرافات از رابطه تعادلی بلندمدت، ملایم است. ضرایب رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تصحیح خطای برق، نشان می‌دهد که کشش قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضای برق بالاست و به ترتیب معادل 0.86 و 0.84 می‌باشد. لازم به یادآوری است که در این تحقیق منظور از کوتامدلت دوره کمتر از یک سال و منظور از بلندمدت دوره بیش از یک سال تا زمانی است که در روابط بین متغیرها تغییرات ساختاری به وجود نیامده باشد.

طبقه بندی: JEL: Q41, C32

واژگان کلیدی: تقاضای انرژی، مدل‌های فنی اقتصادی، مدل‌های ساختاری، مدل‌های غیرساختاری، مدل تصحیح خطای برداری، کشش قیمتی، کشش درآمدی.

۱- مقدمه

مطالعه تقاضای حاملهای انرژی بر اساس مدل‌های متعدد می‌باشد. این مدل‌ها را می‌توان با در نظر گرفتن معیارهایی از قبیل اهداف، فروض، درجه توجه به تغییرات فلوری، درجه درونزایی و دامنه توصیف اجزاء بخشای غیر انرژی اقتصاد، تقسیم‌بندی نمود. روشهای فنی - اقتصادی، اقتصاد کلان، تحلیل روند، تعادل اقتصادی، کلان‌سنگی و صفحه‌گسترده، عمدترين روشاهی بررسی تقاضای انرژی به شمار می‌روند. هر یک از این مدل‌های پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی، دارای نقاط قوت و ضعفی می‌باشند. بررسی قابلیتها و کاستیهای این مدل‌ها گویای آن است که مدل تصحیح خطای برداری با هدف این مقاله که ارائه یک تحلیل سیستمی و دینامیک از تقاضای انرژی در کشور ایران می‌باشد، پیشتر سازگار است.

در این مقاله با بهره گیری از الگوی انتخابی و با هدف کمی سازی میزان تاثیرگذاری متغیرهای کلان بر تقاضای انرژی و تحلیل پویای ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت تقاضای انرژی با این عاملها، مدلی طراحی می‌شود و سعی می‌گردد بر اساس نتایج حاصل از اجرای آن به این پرسش که در ایران ارتباط بین تقاضای انرژی با متغیرهای کلان مؤثر بر تقاضای انرژی از جمله قیمت حاملها و رشد تولید ملی حقیقی، در کوتاه مدت و بلندمدت چگونه است؟، پاسخ داده شود.

مبانی تئوریک تقاضای انرژی، طراحی مدل تقاضای انواع حاملهای اصلی انرژی، بررسی پایابی¹ متغیرهای الگو، تعیین طول وقفه بهینه متغیرها در روابط کوتاه مدت و بلندمدت مدل، بررسی وجود و چگونگی لحظه متغیرهای قطعی در مدل، تعیین و تخمین بردارهای همگمی مدل و برآورد مدل‌های تصحیح خطای برداری تقاضای حاملها، عنوانین این مقاله هستند. در پایان مقاله نیز با توجه به ضرائب روابط بین مدت، کوتاه مدت و ضریب تعییل، روابط تعادلی بیندهم و کوتاه مدت تقاضا و متغیرهای مؤثر بر آن، تجزیه و تحلیل می‌شوند.

شایان ذکر است که مدل‌های فنی اقتصادی اخیراً در تعادل از کشورهای در حال توسعه از جمله تایلند و اردن توسط پژوهشگران موسسه علمی - تحقیقاتی ADDEM فرانسه اجرا شده است. در ایران نیز یکی از این مدل‌ها تحت عنوان مدل ارزیابی تقاضای انرژی (MEDEE)² توسط نگارنده این مقاله بررسی و در بعضی از بخش‌های اقتصاد ایران اجرا شده است. نتیجه اجرای این مدل‌ها گویای آن است که تاثیر عوامل فنی و پیشرفت‌های تکنولوژی از تأثیر متغیرهای اقتصادی قیمت و تولید ملی حقیقی کمتر نیست.

جورج هوندروپائیس، در مقاله‌ای باعنوان «برآورد تقاضای خانگی برای برق در یونان»، به بررسی تقاضای خانگی برای برق در کشور یونان می‌پردازد. در این مقاله با بهره گیری از داده‌های ماهانه در دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۶، حساسیت قیمتی و درآمدی تقاضای خانگی برای برق در کشور یونان در کوتاه مدت و بلندمدت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری مورد بررسی قرار می‌گیرد. (George Hondroyannis ۲۰۰۴) کرومپتون پی و یان ریوی و و (۲۰۰۵)، نیز مصرف انرژی را در کشور ای با عنوان «صرف انرژی در چین: روند گذشته و مسیر آینده»، با استفاده از تکنیک تصحیح خطای برداری تجزیه و تحلیل کرده‌اند (Crompton, P. and Wu, 2005).

رنوکا ماهالوان و جان آسافو ادجایه در مقاله‌ای تحت عنوان «صرف انرژی، رشد اقتصادی و قیمتها: یک ارزیابی مجدد برای کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته»، به بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی این کشورها می‌پردازد. اجرای مدل ترکیبی تصحیح خطای با استفاده از داده‌های مربوط به دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۲، نشان دهنده آن است که در کشورهای صادرکننده توسعه یافته در کوتاه مدت و بلندمدت یک رابطه علیت دو جانبه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی وجود دارد. در کشورهای صادرکننده در حال توسعه، صرفاً مصرف انرژی رشد اقتصادی را از آنهم فقط در کوتاه مدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. در کشورهای واردکننده اعم از توسعه یافته و در حال توسعه در کوتاه مدت و بلندمدت، یک رابطه علیت دو جانبه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برقرار است. نهایتاً آنکه در کشورهای واردکننده، فقط در کشورهای توسعه یافته یک رابطه علیت یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد. (Renuka Mahadevan and John Asafu-Adjaye, 2007)

وان کنون او و کی هون لی در مقاله‌ای تحت عنوان «صرف انرژی و رشد اقتصادی در کره: آزمون رابطه علیت»، با به کارگیری دو مدل جدایگانه چند متغیره و با استفاده از آزمون علیت گرینجر، رابطه علی و معمولی بین مصرف انرژی و رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی را در کشور کره تجزیه و تحلیل می‌نمایند. نتایج حاصل از اجرای مدل VECM با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۰ کویای آن است که در کوتاه مدت هیچ رابطه علی و معمولی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی حقیقی در کره وجود ندارد؛ ولی در بلند مدت یک رابطه علیت یک طرفه وجود دارد و رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، علت رشد مصرف انرژی است. (Wankeun Oh and kihoon Lee, 2004)

1. Stationary

2. Model for Energy Demand Evaluation

زینگ جون ژانو و یانزوی و نیز در مقاله‌ای با عنوان «عوامل تعیین کننده واردات انرژی چین: یک تحلیل تجربی»، تقاضا برای واردات انرژی از جمله نفت خام کشور چین را با استفاده از تکنیک VECM مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج این مقاله حاکی از آن است که رشد تولیدات صنعتی و گسترش بخش حمل و نقل، واردات انرژی این کشور را تحت تاثیر قرار می‌دهد و چین بدون توجه به قیمت جهانی نفت خام و انرژی، ناچار به واردات آنها از خارج است. (Xingjun Zhao and Yanrui Wu, 2007) (Ramanathan, 1999) (Christodoulakis, 1997) (Silk and Joutz, 1997) (Masih and Masih, 1997) (Chan and Lee, 1997) (Lai, 1997) (Masih and Masih, 1997) (Cheng and Lai, 1997) (Chan and Lee, 1997) تقاضای بعضی از حاملهای انرژی را با بهره‌گیری از ارتباط همگمی پلند مدت بین متغیرها در کشور هند، دانمارک، آمریکا، تایوان، چین و شش کشور در حال توسعه، مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج این تحقیقات نشان داده است که کشش قیمتی و درآمدی تقاضا در بلندمدت، از کوتاه مدت بیشتر است. علاوه بر آن مشخص شده است که در بلندمدت، حساسیت تقاضای حاملها نسبت به قیمت آنها بالاست.

۲- مبانی تئوریک تقاضای انرژی
حاملهای انرژی، هم به عنوان کالای نهایی توسط مصرف کنندگان وهم، به عنوان نهاده‌های تولیدی، توسط بنگاههای اقتصادی مورد تقاضا قرار می‌گیرند. تعیین مقدار تقاضا برای آن بخشی از حاملهای انرژی که به عنوان کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرند، براساس تئوری رفتار مصرف کننده و از طریق مراکزیم سازی طلبوبیت با توجه به قید بودجه مصرف کننده انجام می‌پذیرد. با تشکیل شرایط مرتبه اول و دوم و با فرض اینکه تابع مطلوبیت مصرف کننده اکیداً شبیه مقرر باشد، مقدار تقاضا برای حاملهای انرژی همانند تقاضا برای سایر کالاهای مصرفی، تابعی از بردار n بعدی قیمتها و درآمد خواهد بود. در اکثر توابع و سیستمهای تقاضای مبتنی بر تئوری رفتار مصرف کننده از قبیل سیستم هزینه‌های خطی استون، سیستم تقاضای ترانس لوگ، سیستم تقاضای روتردام، سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، سیستم مخارج خطی پاول و مدل‌های تقاضای باکش ثابت، که در تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی، مورد استفاده قرار گرفته‌اند، تقاضای حاملهای انرژی به درآمد مصرف کنندگان، قیمت حامل و قیمت کالاهای جانشین و مکمل آن، ارتباط داده شده است.

تعیین مقدار تقاضا برای آن بخشی از حاملهای انرژی که به عنوان نهاده تولیدی در بنگاههای اقتصادی در بخش‌های مختلف صنعت، حمل و نقل، کشاورزی و یا تجارتی مورد استفاده قرار می‌گیرند، براساس تئوری بنگاهها قابل بررسی و تجزیه و تحلیل می‌باشد. بنگاههای تولیدی ممکن است به دنبال حداکثرسازی تولید با توجه به مقدار مشخصی هزینه‌ها در پی حداقل کردن هزینه‌ها با توجه به مقدار مشخصی تولید و یا به دنبال حداکثرسازی سود باشند. نتایج حاصل از تشکیل شرایط مرتبه اول و دوم، گویای آن است که در هر یک از سه حالت مذکور مقدار تقاضای بنگاهها برای نهاده انرژی بستگی به قیمت حامل موردنظر و قیمت سایر نهاده‌ها، قیمت محصول تولیدی و یا مقدار تولید محصول دارد.
بنابراین می‌توان عده ترین عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای انرژی را متغیر قیمت و یک متغیر فعالیت مانند درآمد ملی حقیقی یا تولید ناخالص داخلی حقیقی قلمداد نمود. در مدل‌های تصحیح خطای برداری مورد استفاده در مقالاتی که در قسمت مقدمه به آنها اشاره شد نیز غالباً از متغیرهای قیمت حاملها و تولید ناخالص داخلی حقیقی به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر تقاضای انرژی، استفاده شده است.

۳- طراحی مدل تقاضای انواع حاملهای اصلی انرژی
یکی از مسُهورترین سیستمهای معادلات همزمان، مدل تصحیح خطای برداری است. فیلیپس (Philips) در مقالاتی که در سالهای ۱۹۵۴ و ۱۹۵۷ در مجله اقتصادی¹، منتشر ساخت، مدل تصحیح خطای برداری را برای اولین بار به ادبیات اقتصادی معرفی کرد. این مدل که بعدها توسط هندری (Hendry) و دیگران در تحلیلهای مربوط به مصرف و تقاضای پول مورد استفاده قرار گرفت، جزء مدل‌های پویا به شمار می‌رود.
مبناًی آماری استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری، وجود همجمعی² بین متغیرهای اقتصادی است. مدل‌های پویای تصحیح خطای برداری امکان تعیین روابط بلندمدت بین متغیرهای درونزا را مهیا می‌سازند. علاوه بر آن، این مدل‌های رفتار کوتاه‌مدت متغیرهای را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها مرتبط می‌کنند و نشان می‌دهند چگونه عدم تعادل مربوط به روابط تعادلی بلندمدت متغیرهای بر تغییرات پویای کوتاه‌مدت آنها تأثیر می‌گذارد. این ویژگی‌های منحصر به فرد مدل‌های تصحیح خطای برداری که آنها را از سایر

مدل‌های ساختاری و غیرساختاری اقتصادسنجی متمایز می‌سازد، باعث شده است که این مدل‌ها در دهه ۱۹۹۰ به سرعت رشد نکمالی خود را طی کنند.

فرم کلی مدل تصحیح خطای برداری به این شکل است :

$$(1) \quad Y_t = B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + B_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + V_t$$

در رابطه (۱)، B_1, B_2, \dots, B_p ماتریس‌های $n \times n$ ضرایب π بودند. Y_{t-p} برداری ای $n \times 1$ تفاضل مرتبه اول متغیرهای است. در این رابطه p بیانگر تعداد وقفه‌ها و V_t بردار $n \times 1$ اجزاء استوکاستیک مدل و ماتریس π نیز حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندهای است. $= \alpha \beta \pi$ می‌باشد که در آن α ضرایب تعديل عدم تعادل و نشان دهنده سرعت تعديل به سمت تعادل بلندهای ضرایب تعادلی بروابط تعادلی بلندهای جمله β^{t-p} جمله تصحیح خطای (ECT) می‌باشد.

در این مقاله جهت تحلیل روابط کوتاه مدت و روابط پویای تعادلی بلندهای مدت بین تقاضا و متغیرهای اقتصادی مؤثر بر آن، از مدل‌های تصحیح خطای برداری بهره گرفته می‌شود. مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده‌های نفتی، برق و گاز طبیعی در حالت کلی به شکل زیر است :

$$(2) \quad \Delta Y_t = \gamma_1 + \lambda_1 t + \sum_{i=2}^p B_{i-1} \Delta Y_{t-i+1} + \alpha [\beta' \quad \gamma_2 \quad \lambda_2] \begin{bmatrix} Y_{t-p} \\ \vdots \\ 1 \\ t \end{bmatrix} + V_t$$

در رابطه فوق γ_1, γ_2 و λ_1 به ترتیب بردارهای 1×3 ضرایب عرض از مبدأ و ضرایب متغیر روند در قسمت روابط کوتاه مدت و روابط تعادلی بلندهای مدت می‌باشند. B_{p-1}, B_p, \dots, B_1 نیز ماتریس‌های 3×3 ضرایب متغیرهای در روابط کوتاه مدت هستند. ΔY_t ها نیز بردارهای 1×3 متغیرهای درونزا و وقفه‌های آنها را نشان می‌دهند. متغیرهای درونزا در مدل‌های تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده‌های نفتی، الکترونیک و گاز طبیعی، عبارتند از :

$\Delta y_{1t} = D \setminus LOPD_2$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تقاضای فرآورده‌های نفتی	مدل تقاضای فرآورده‌های نفتی
$\Delta y_{2t} = D \setminus LRPOPC_2$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی فرآورده‌های نفتی	
$\Delta y_{3t} = D \setminus LRGDP$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید تاخاضن داخلی واقعی	
$\Delta y_{4t} = D \setminus LED_2$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تقاضای الکترونیک	مدل تقاضای الکترونیک
$\Delta y_{5t} = D \setminus LRPEC_2$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی الکترونیک	
$\Delta y_{6t} = D \setminus LRGDP$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید تاخاضن داخلی واقعی	
$\Delta y_{7t} = D \setminus LNGD_2$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تقاضای گاز طبیعی	
$\Delta y_{8t} = D \setminus LRPNGC_2$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی	مدل تقاضای گاز طبیعی
$\Delta y_{9t} = D \setminus LRGDP$	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید تاخاضن داخلی واقعی	

جهت تعیین روابط تعادلی بلندهای درونزا مدل از روش جوهانسن استفاده می‌شود. در این روش، بردارهای همگمی و برآورد ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندهای بین متغیرها با استفاده از ضرایب آن متغیرها در الگوی VAR تعیین می‌شود.

در روش جوهانسن (Johansen) که در چند ساله اخیر به سرعت تبدیل به یک ابزار اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی شده است، در سه مرحله به ترتیب : آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته انجام و مرتبه جمعی بدون متغیرها مشخص؛ طول بینه وقفه جهت تضمین پایایی جملات خطای مدل تصحیح خطای برداری، و نیز تعداد بردارهای همگمی مدل تعیین می‌شوند. در مرحله چهارم لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای همگمی بررسی می‌شود. در این مرحله وجود روند زمانی در آمار سری زمانی متغیرهای الگو مشخص و تبیین می‌گردد که متغیرهای قطعی عرض از مبدأ و روند در بردارهای همگمی وارد شوند یا در الگوی تصحیح خطای برداری کوتاه مدت لاحظ گردند.

۴- بررسی پایایی متغیرهای الگوی VECM

در این تحقیق با استفاده از روش دیکی - فولر تعمیم یافته، پایایی متغیرهای مدل آزمون و در آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته، با استفاده از معیارهای حنان - کوئین، شوارز - بیزین و آکائیک، طول بینه وقفه هر یک از

متغیرها تعیین می‌شود. جانی که این معیارها بیشترین مقدار خود را داشته باشند، طول و قوه بهینه است و بین اجزاء استوکاستیک معادله رگرسیون دیکی- فولر، خود همبستگی وجود ندارد. اگر در طول و قوه بهینه، قدر مطلق اماره آزمون از قدر مطلق مقدار بحرانی برای اماره دیکی - فولر تعیم یافته باشد، فرضیه عدم (ریشه واحد یا ناپایی) رد می‌شود و متغیر پایا است. نتایج مربوط به اجرایی آزمون دیکی- فولر تعیم یافته با استفاده از نرم افزاری Microsoft، گویای آن است که تفاصل مرتبه اول سری زمانی لگاریتم طبیعی تولید ناچالص داخلی واقعی در حالت مقدار ثابت، موقعي که طول و قوه بهینه بر اساس معیار شوارز- بیزین تعیین شود، نایابا و در حالت تعیین طول و قوه بهینه بر اساس معیارهای حنان- کوئین و اکائیک پایا است. البته در حالتی که معادله آزمون دیکی- فولر فقط شامل مقدار ثابت باشد، حتی در صورتی که طول و قوه بهینه بر اساس معیار شوارز- بیزین تعیین شود، در سطح اطمینان ۹۰٪ متغیر DILRGDP پایا می‌باشد. در سطح اطمینان ۹۰٪، اماره آزمون دیکی- فولر برای این متغیر ۰/۸۵۰۳ و مقدار بحرانی آن ۲/۶۰۹ است. در حالت مقدار ثابت و روند نیز DILRGDP پایا است. بنابراین می‌توان تفاصل مرتبه اول سری زمانی لگاریتم طبیعی تولید ناچالص داخلی واقعی را پایا دانست.

مقادیر اماره آزمون و مقدار بحرانی دیکی- فولر در سطح و قوه بهینه در حالت مقدار ثابت برای سری زمانی لگاریتم طبیعی تفاضلی بر قرقاوورده های نفتی، بینگر آن است که فرضیه صفر وجود ریشه واحد یا ناپایایی در مورد این دو متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود. بنابراین، با فرض اینکه فرایند ایجاد داده‌های سریزمانی برای LED2 و LOPD2 فاقد روند و صرفًا شامل جمله رانش باشد، این دو متغیر پایا یا جمعی از مرتبه صفر (I) هستند. البته اگر فرایند ایجاد داده‌ها برای سری های زمانی LED2 و LOPD2 شامل جمله رانش و روند زمانی باشد، خود متغیرها ناپایا هستند و تفاصل مرتبه اول آنها پایا است. فرقاوردۀ های نفتی و برق در زمرة سوختهای آسان فرار دارند، لذا ممکن است که تفاضلی فرقاوردۀ های نفتی و برق بدون تغییر عوامل اقتصادی مؤثر بر تفاضلی آنها، نیز افزایش یابد. در نتیجه انتظار می‌رود که فرایند ایجاد داده‌های سری های زمانی تفاضلی فرقاوردۀ های نفتی و برق دارای جمله رانش و روند زمانی باشد. ظاهر نمودار متغیرهای LED2 و LOPD2 نیز مؤید این مطلب است که فرایند ایجاد داده‌ها در این دو متغیر، دارای عرض از مبدأ و روند است. در پیش گرفتن روش کام به گام نیز دلالت بر وجود عرض از مبدأ و روند در فرایند ایجاد داده‌ها در سریهای زمانی LED2 و LOPD2 دارد. آزمون ریشه واحد در حالت عمومی معادله دیکی- فولر برای متغیرهای DILED2 و DIOPD2 نشان می‌دهد که این متغیرها پایا هستند. لذا بررسه کام به کام از مون پایایی متفوّق می‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که فرایند ایجاد داده‌ها در این دو سری زمانی، دارای عرض از مبدأ و روند است. ارقام منعکس شده در حالت مقدار ثابت و در حالت مقدار ثابت و روند برای تفاصل مرتبه اول سری زمانی لگاریتم طبیعی تفاضلی گاز طبیعی نشان می‌دهند که بر اساس تمامی معیارهای شوارز- بیزین، حنان- کوئین و اکائیک، این متغیر پایا می‌باشد. بنابراین نتیجه می‌شود که متغیرهای لگاریتم طبیعی تفاضلی گاز طبیعی، برق و فرقاوردۀ های نفتی، همگی جمعی از مرتبه یک هستند.

مشاهده نمودار سری زمانی لگاریتم طبیعی قیمت واقعی برق، فرقاوردۀ های نفتی و گاز طبیعی، حاکی از آن است که این متغیرها فاقد روند می‌باشند. مقایسه اماره آزمون و مقدار بحرانی اماره دیکی- فولر تعیم یافته در حالت مقدار ثابت و روند نشان می‌دهد که فرضیه عدم را نمی‌توان در مورد متغیر لگاریتم طبیعی قیمت برق، رد نمود ولی این فرضیه در مورد تفاصل مرتبه اول این متغیر رد می‌شود. بنابراین متغیر LRPEC2 جمعی از مرتبه یک (I) است. تفاصل مرتبه اول متغیر LRPOPC2 در حالتی که معادله آزمون دیکی- فولر تعیم یافته فقط شامل عرض از مبدأ است. اگر این معادله شامل روند و عرض از مبدأ باشد، در سطح اطمینان ۹۵٪ نمی‌توان فرضیه عدم را رد نمود. پس در این حالت و سطح اطمینان، تفاصل مرتبه اول لگاریتم طبیعی قیمت را قعی فرقاوردۀ های نفتی نایاب است. در سطح اطمینان ۹۰٪ در حالت وجود روند و مقدار ثابت، مقدار اماره آزمون دیکی- فولر ۰/۳۱۱۷ و مقدار بحرانی ۰/۱۹۴۹ است. بنابراین در سطح اطمینان ۹۰٪ حتی در حالت وجود روند و عرض از مبدأ در معادله آزمون دیکی- فولر، متغیر DILRPOPC2 پایا است. تفاصل مرتبه اول متغیر لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی نیز در حالت مقدار ثابت پایا است. متغیر DILRPNGC2 در حالت وجود روند و مقدار ثابت در معادله آزمون دیکی- فولر، در سطح اطمینان ۹۵٪ پایا نیست. این متغیر در سطح اطمینان ۹۰٪ پایا است و مقدار اماره آزمون دیکی- فولر آن ۰/۳۶۹۶ و مقدار بحرانی اماره دیکی- فولر ارائه شده توسط مکینون برای آن ۰/۹۸۸ است. مشاهده نمودار لگاریتم طبیعی قیمت واقعی فرقاوردۀ های نفتی و گاز طبیعی حاکی از آن است که فرایند ایجاد داده‌ها در این دو سری زمانی صرفًا شامل عرض از مبدأ است. در نتیجه تفاصل مرتبه اول آنها در سطح اطمینان ۹۵٪ نیز پایا می‌باشد. بنابراین، متغیرهای LRPOPC2، LRPNGC2 و LRPEC2 نیز همگی جمعی از مرتبه یک (I) هستند.

مباحث طرح شده در این قسمت، آشکار می‌سازد که تمامی هفت متغیر موجود در مدل تصحیح خطای برداری طراحی شده، جمعی مرتبه یک (I) می‌باشند، لذا در صورت وجود رابطه همگمی بین آنها، جمله تصحیح خطای نیز پایا خواهد بود. در نتیجه می‌توان جهت تعیین تعداد بردارهای همگمی بین آنها از روش

جوهانسن بهره گرفت. یادآوری می نماید که روش جوهانسن فقط برای حالات طراحی شده است که خود متغیرها یا تفاصل مرتبه آنها، پایا باشند.

۵- تعیین طول و قله بینه متغیرها در روابط کوتاه مدت مدل های VECM طول و قله بینه متغیرها در مدل VECM با استفاده از آزمون F قابل تعیین است. برای اینکار هریک از معادلات مدل های غیرمقید و مقید، به روش OLS برآورد می گردد. اگر آماره F محاسبه شده در نتیجه تخمین معادله های مقید و غیرمقید از F جدول بیشتر باشد، فرضیه عدم دال بر صفر بودن ضرایب و قله آخر متغیرها رد می شود. در صورتی که F محاسبه شده از F جدول باشد، فرضیه عدم مبنی بر صفر بودن ضرایب و قله آخر متغیرها پذیرفته می شود و مدل پذیرفته شده، مدل مقید است.

تعداد محدود مشاهدات در این تحقیق، حاکی از آن است که طول و قله بینه زیاد نخواهد بود. فرض می شود طول و قله متغیرها در روابط کوتاه مدت مدل های تصحیح خطای برداری برداری تقاضای فراورده های نفتی، برق و گاز طبیعی «دو» و در مدل های خود توضیح برداری مربوطه «سه» می باشد. با این شرایط، مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فراورده های نفتی، برق و گاز طبیعی به شکل زیر خواهد بود.

$$\Delta Y_t = \gamma_1 + \lambda_1 t + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + \alpha \begin{bmatrix} \beta' & \gamma_2 & \lambda_2 \\ & 1 & \\ & & t \end{bmatrix} + V_t \quad (3)$$

تعیین وقفة بینه در اینجا مترادف آزمون معنادار بودن ضرایب و قله دوم تفاصل مرتبه اول متغیرها است. جهت آزمون معنادار بودن این ضرایب، هر یک از معادلات مدل های غیرمقید و مقید به روش OLS برآورد و با استفاده از R^2 آنها، آماره F محاسبه می گردد. نتایج آزمون در جداول زیر منعکس شده است.

جدول (۱) : تعیین طول و قله بینه متغیرها در مدل تصحیح خطای برداری فراورده های نفتی

مدل مورد قبول	H_0	محاسبه شده F	مقدار $F_{(3,28)}$ و $F_{(3,29)}$		حالات معادله	شماره معادله
			۰/۰۱	۰/۰۵		
مقید	$\alpha_{1,i,2} = 0$	۱/۴	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از مبدأ	۱
مقید	$\alpha_{1,i,2} = 0$	۱/۲۳	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از مبدأ و روند	
مقید	$\alpha_{2,i,2} = 0$	۰/۲۲	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از مبدأ	۲
مقید	$\alpha_{2,i,2} = 0$	۰/۳۱	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از مبدأ و روند	
مقید	$\alpha_{3,i,2} = 0$	۱/۲۴	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از مبدأ	۳
مقید	$\alpha_{3,i,2} = 0$	۱	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از مبدأ و روند	

جدول (۲) : تعیین طول و قله بینه متغیرها در مدل تصحیح خطای برداری برق

مدل مورد قبول	H_*	محاسبه شده F	مقدار $F_{(۳,۲۸)}$ و $F_{(۳,۲۹)}$		حالات معادله	شماره معادله
			۰/۰۱	۰/۰۵		
مقید	$\alpha_{1,i,2} = 0$	۱/۰۴	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از مبدأ	۱
مقید	$\alpha_{1,i,2} = 0$	۱/۲۲	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از مبدأ و روند	
مقید	$\alpha_{2,i,2} = 0$	۱/۱۱	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از مبدأ	۲

مدل مورد قبول	H_i	محاسبه شده F	مقدار $F(3,28) \text{ و } F(3,29)$		حالات معادله	شماره معادله
			۰/۰۱	۰/۰۵		
در ۰/۰۵ غیر محدود در ۰/۰۱ محدود	$\alpha_{2,i,2} = 0$	۳/۹۶	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از میداوروند	۳
مقدی	$\alpha_{3,i,2} = 0$	۰/۰۵۳	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از میدا	
مقدی	$\alpha_{3,i,2} = 0$	۰/۰۸۹	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از میداوروند	

دقت در ارقام مدرج در جدول (۱) نشان می‌دهد که در هیچ یک از معادلات مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده‌های نفتی، وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغیرها معنادار نیست، پس طول وقفه بهینه آنها بیک و طول وقفه بهینه مدل «دو» می‌باشد.

نتایج آزمون مندرج در جدول (۲) نیز حاکی از آن است که در معادلات اول و سوم مدل تصحیح خطای برداری تقاضای برق، طول بهینه روابط کوتاه مدت مدل «یک» و طول روابط بلند مدت تعادلی نیز «دو» می‌باشد. در معادله دوم و در سطح اطمینان ۹۵٪ طول وقفه بهینه تفاضل مرتبه اول متغیرها در حالت وجود عرض از میدا «بیک» و در حالت وجود عرض از میدا و روند «دو» تعیین شده و نمودار DILRPEC2 حاکی از آن است که این متغیر فاقد روند زمانی و نتیجه گرفته می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵٪، طول وقفه بهینه روابط کوتاه مدت در معادله دوم، «بیک» می‌باشد.

جدول (۳) : تعیین طول وقفه بهینه متغیرها در مدل تصحیح خطای برداری گاز طبیعی

مدل مورد قبول	H_i	محاسبه شده F	مقدار $F(3,28) \text{ و } F(3,29)$		حالات معادله	شماره معادله
			۰/۰۱	۰/۰۵		
در ۰/۰۵ غیر محدود در ۰/۰۱ محدود	$\alpha_{1,i,2} = 0$	60/3	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از میدا	۱
در ۰/۰۵ غیر محدود در ۰/۰۱ محدود	$\alpha_{1,i,2} = 0$	62/3	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از میداوروند	
مقدی	$\alpha_{2,i,2} = 0$	۱/۱۴	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از میدا	۲
مقدی	$\alpha_{2,i,2} = 0$	۱/۰۸	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از میداوروند	
مقدی	$\alpha_{3,i,2} = 0$	۱/۹۰	۴/۵۱	۲/۹۲	شامل عرض از میدا	۳
مقدی	$\alpha_{3,i,2} = 0$	۱/۱۸	۴/۵۷	۲/۹۵	شامل عرض از میداوروند	

در جداول فوق $i = ۱, ۲, ۳$ است و اجزاء اندیس α به ترتیب نشان دهنده شماره معادله، شماره متغیر و تعداد وقفه متغیرها می‌باشد.

در مدل تصحیح خطای برداری تقاضای گاز طبیعی و در سطح اطمینان ۹۵٪، در معادلات دوم و سوم مدل که در آنها متغیر سمت چپ DILRGDP و DILRPNGC2 می‌باشد، در دو حالت وجود عرض از میدا و وجود عرض از میدا و روند، فرضیه عدم رانمی توان رد کرد. بنابراین در این معادلات وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح ۹۵٪ معنادار نیست و طول وقفه بهینه آنها «بیک» و در معادله اول که متغیر سمت چپ آن LNGD2 F می‌باشد، کمیت F محاسبه شده از مقدار بحرانی آن در سطح ۹۵٪ بیشتر ولی از مقدار بحرانی F در سطح ۹۹٪ کمتر است. بنابراین در این معادله نیز، در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار بودن وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغیرها رد می‌شود.

۶- بررسی وجود و جگونگی لحاظ متغیرهای قطعی در مدل های VECM

لحاظ یا عدم لحاظ متغیرهای عرض از مبدأ و روند و چگونگی وارد ساختن آنها در مدل تصحیح خطای برداری، پنج حالت مختلف را برای آن متصور می‌سازد. در حالت اول، مدل فاقد عرض از مبدأ و روند است. در این حالت که مقدمت‌بین مدل تصحیح خطای برداری است، بردارهای عرض از مبدأ و روند روابط کوتاه مدت و هم، در بردارهای هم‌جهانی مدل صفر می‌باشند؛ یعنی $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$. در حالت دوم، مدل تصحیح خطای برداری فاقد روند است.² در این حالت نیز روابط کوتاه مدت، فاقد عرض از مبدأ هستند و عرض از مبدأ تنها به قسمت روابط بلند مدت تعادلی مدل محدود می‌گردد. در حالت دوم بردارهای γ_1 ، γ_2 و λ_2 صفر می‌باشند و بردار λ_2 مخالف صفر است.

مدل تصحیح خطای برداری در حالت سوم فاقد روند است ولی هم روابط تعادلی بلند مدت و هم روابط کوتاه مدت آن دارای عرض از مبدأ هستند.³ به عبارت دیگر بردارهای γ_1 و γ_2 مخالف صفر و بردارهای λ_1 و λ_2 برابر صفرمی باشند. اگر $\gamma_1 \neq 0$ باشد یعنی روابط کوتاه مدت مدل شامل عرض از مبدأ باشند، در آن صورت روابط تعادلی حاوی روند خواهند بود. اما از آنجایی که $\lambda_2 = 0$ قرار داده شده است، فرض می‌شود که عرض از مبدأ روابط کوتاه مدت از ترکیب عرض از مبدأ روابط بلند مدت تعادلی و روابط کوتاه مدت تعادلی به دست می‌آید.

در حالت چهارم، روابط کوتاه مدت دارای عرض از مبدأ هستند ولی فاقد روند می‌باشند در حالی که روابط بلند مدت تعادلی هم دارای عرض از مبدأ و هم دارای روند هستند.⁴ در این حالت $\gamma_1 \neq 0$ ، $\gamma_2 \neq 0$ و $\lambda_1 = 0$ است. در حالت پنجم، روابط کوتاه مدت مدل دارای روند و عرض از مبدأ و روابط تعادلی نیز دارای عرض از مبدأ و روند زمانی درجه دوم هستند.⁵ به عبارت دیگر در این حالت $\gamma_1 \neq 0$ ، $\gamma_2 \neq 0$ و $\lambda_2 \neq 0$ است.

در اکثر مدل‌های اقتصاد کلان کاربردی، وقتی که متغیرها شامل روند زمانی هستند، مدل تصحیح خطای برداری شبیه حالت چهارم است که در آن ضریب روند زمانی مقدار است. در جاها که متغیرهای درونزا و برونزرا روند زمانی ندارند نیز مدل تصحیح خطای برداری شبیه به حالت دوم است. بنابراین مدل‌های تصحیح خطای برداری طراحی شده در این تحقیق نیز از نظر متغیرهای قطعی شبیه به حالت دوم یا حالت چهارم می‌باشند. به همین دلیل در ادامه، مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده‌های نفتی، برق و گاز طبیعی تنها در این دو حالت بررسی می‌شوند.

۷- تعیین تعداد روابط تعادلی بلند مدت و تخمین بردارهای هم‌جهانی مدل های VECM

تعداد ریشه‌های مشخصه مخالف صفر ماتریس π ، رتبه آن را مشخص می‌سازد. رتبه ماتریس π برابر تعداد بردارهای هم‌جهانی مستقل است. برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جهانی به روش حداقل درست نمایی جوهانسن، از آماره آزمون اثر (λ_{trace}) یا آماره آزمون حداقل مقدار ویژه (λ_{max}) استفاده می‌شود. آماره

$$\text{آزمون } \lambda_{trace} \text{ به شکل (۱) و آماره آزمون نیز به صورت} \\ (1) \quad \lambda_{max} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط جوهانسن و جوسیلیوس بزرگتر باشد، فرضیه صفر (وجود ۰ بردار هم‌جهانی) در مقابل فرضیه رقیب (وجود ۱ + r بردار هم‌جهانی) رد می‌شود. وقتی که λ_{max} یا λ_{trace} از مقادیر بحرانی کوچکتر باشد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و رتبه ماتریس π یا تعداد بردارهای هم‌جهانی که روابط پایابی را بین متغیرها ارائه می‌کنند، مشخص می‌شود.

با این تقاضای، جهت تعیین رتبه ماتریس π که در واقع نشان دهنده تعداد بردارهای هم‌جهانی است، مدل تصحیح خطای برداری (۳) برای تقاضای فرآورده‌های نفتی، برق و گاز طبیعی، به کمک روش جوهانسن برآورد و مقادیر ویژه، کمیتهاي آزمون اثر و حداقل مقدار ویژه به همراه مقادیر بحرانی ارائه شده توسط جوسیلیوس و جوهانسن در سطح اطمینان ۹۵٪، در جداول (۴) تا (۱) منعکس شده است.

¹ No intercepts or trend

² Restricted intercepts and no trends

³ Unrestricted intercepts and no trends

⁴ Unrestricted intercepts and restricted trends

⁵ Unrestricted intercepts and unrestricted trend

یک ولی بر اساس آزمون حداکثر مقدار ویژه صفر است. بر اساس مطالعات مونت کارلو، آزمون اثر بعضی قویتر از آزمون حداکثر مقدار ویژه است. لذا بین متغیرهای درونزایی مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی در هر دو حالت، یک بردار همجمعی وجود دارد که تخمین ضرایب آن در جدول زیر منعکس شده است.

جدول(۷): تخمین بردارهای همجمعی مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی

حالت چهارم				حالت دوم	
بردار همجمعی به هنجار شده	بردار همجمعی	بردار همجمعی به هنجار شده	بردار همجمعی	متغیر	
-۰/۰۰۰	۰/۱۹۴	-۰/۰۰۰	-۰/۳۱۱	LOPD2	
۱/۲۱۲	-۰/۲۳۵	۰/۶۲۳	۰/۱۹۴	LRPOPC2	
۳/۲۹۷	-۰/۰۶۸	۱/۶۷۳	۰/۰۲۰	LRGDP	
-۰/۰۸۴	۰/۰۱۶	-۰/۱۵۴	-۰/۰۲۲	INPT	
				T	

بر اساس آزمون آزمون λ_{trace} در حالتی دوم و چهارم، یک بردار همجمعی بین متغیرهای درونزایی مدل تصحیح خطای برداری تقاضای الکتروسیسته وجود دارد. در حالت چهارم، آزمون حداکثر مقدار ویژه نتایج آزمون اثر را در خصوص وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت پایا بین متغیرهای LED2، LRGDP، LRPEC2، LED2، LRGDP، LRPEC2 تأثیر می نماید. در حالت دوم نیز طبق آزمون λ_{max} ، در سطح اطمینان ۹۰٪ یک بردار همجمعی وجود دارد. برآورده روابط تعادلی بلند مدت پایا بین متغیرهای درونزایی در جدول ذیل درج شده است.

جدول(۸): تخمین بردارهای همجمعی مدل تصحیح خطای برداری تقاضای برق

حالت چهارم				حالت دوم	
بردار همجمعی به هنجار شده	بردار همجمعی	بردار همجمعی به هنجار شده	بردار همجمعی	متغیر	
-۰/۰۰۰	۱/۱۹۵	-۰/۰۰۰	۰/۶۴۵	LED2	
-۰/۰۸۵۷	۱/۱۲۴	-۰/۰۱۴۱	۰/۰۰۱	LRPEC2	
۱/۸۴۱	-۰/۲۰۰	۲/۴۰۲	-۰/۰۵۰	LRGDP	
-۰/۰۳۵	-۰/۰۴۲	-۰/۰۴۱۷	۶/۷۲۳	INPT	
				T	

دقت در نمودار تقاضای برق، نشاندهنده وجود روند در این سری زمانی است. بنابراین مدل تصحیح خطای برداری این حامل انرژی از لحاظ متغیرهای قطعی شیبه حالت چهارم است. در این حالت ضرایب مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل، ممکنی از عالمت صحیح برخوردار هستند. ضرایب بردار همجمعی در مدل تقاضای برق، نشاندهنده کشش در آمدی و کشش قیمتی بلند مدت می باشند. کشش قیمتی بلندمدت تقاضای برق λ_{trace} و کشش در آمدی بلندمدت آن ۱/۸۰۰ است.

اگر در مدل تقاضای کاز طبیعی، فرضیه صفر، عدم وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای درونزا و فرضیه مقابل، وجود یک بردار همجمعی باشد، مقادیر اماره آزمون حداکثر مقدار ویژه در حالتی دوم و چهارم، به ترتیب $9/1957$ و $1/2918$ و مقادیر بحرانی آنها به ترتیب $4/20$ و $4/25$ می باشند. بنابراین فرضیه عدم را نمی توان رد نمود. اماره آزمون λ_{trace} نیز برای فرضیه عدم = ۰ در حالتی دوم و چهارم به ترتیب $20/6717$ و $20/467$ که از مقادیر بحرانی آن یعنی $3/4/87$ و $3/4/34$ کمتر می باشد و فرضیه عدم پذیرفته می شود. بنابراین بین متغیرهای LED2، LRPEC2، LRGDP و LRPOPC2 در هیچ یک از حالت ها، رابطه تعادلی بلند مدت پایا وجود ندارد. پس جهت شبیه سازی تقاضای کاز طبیعی به جای مدل VEC از مدل VAR بهره گرفته می شود.

۸- برآورده مدل های تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی و برق
نتایج حاصل از برآورده مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی شامل ضرایب مربوط به عبارت تصحیح خط و ضرایب روابط کوتاه مدت در تمامی معادلات مدل، در جداول ذیل منعکس شده است.

مشاهده نمودار LOPD2 روشن می سازد که این متغیر دارای روند است. پس احتمال تطبیق مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی از نظر روند و جزء ثابت با حالت چهارم بیشتر از حالت دوم است. در حالت چهارم، تمامی ضرایب در سطح اطمینان بالای ۹۵٪ از نظر اماری معنی دار هستند. علامت ضرایب متغیرهای dLRGDP1 و dLRPOPC21 در رابطه کوتاه مدت مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی و همچنین علامت عبارت تصحیح خطای این مدل، صحیح می باشد.

جدول(۹): نتایج برآورده مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآورده های نقی در حالت دوم

شرط	dLOPD2	معادله ۱
متغیر وابسته		
متغیرهای نوظیری		
ضریب		
انحراف میان		
اماره		
-۰/۹۱۶۴	۰/۱۸۵۲۰	-۰/۳۵۴۹۱
-۰/۴۶۰۳	۰/۰۵۹۷۴۴	-۰/۱۴۳۳۳
۳/۶۷۱۲	۰/۱۲۸۹۲	۰/۴۷۲۲۸

جدول(۲): نتایج برآورد مدل تصحیح خطای برداری تقاضای برق در حالت چهارم

متغیر وابسته	شرح
dLED2	معادله ۱
	عبارت تصحیح خطای
dLRPEC2	معادله ۲
	عبارت تصحیح خطای
dLRGDP	معادله ۳
	عبارت تصحیح خطای

وجود روند در سری زمانی لگاریتم تقاضای برق، مشخص می‌کند که مدل تصحیح خطای برداری تقاضای برق از نظر متغیرهای قطعی شنبه حالت چهارم است. در این حالت، تمامی متغیرهایی مدل بجز dLRPEC21 از نظر اماری در سطح اطمینان ۹۵٪ معنادار هستند. شاید معنادار نبودن این متغیر به دلیل آن است که بعضی از مشاهدات مربوط به این متغیر در سالهای ابتدایی دوره، مبتنی بر نظر کارشناسی هستند. تمامی متغیرهای رابطه کوتاه مدت از علامت صحیح برخوردارند.

۹- نتایج همکاری

نتایج آزمون دیکی - فولر تعیین یافته نشان می‌دهد که براساس معیارهای شوارز - بیزین، حنان کوئین و آکائیک، تمام متغیرهای مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآوردهای نقی، برق و گاز طبیعی، جمعی از مرتبه یک (۱) می‌باشدند. تقاضل مرتبه اول اغلب این متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ پایا است و تعداد اندکی از آنها نیز در سطح اطمینان ۹۰٪ پایا می‌باشدند. طول بهینه وقفه متغیرها در هر سه مدل تصحیح خطای برداری، دو می‌باشد.

در مدل‌های تصحیح خطای برداری فرآوردهای نقی و برق، یک رابطه تعادلی بلندمدت پایا بین متغیرهای مدل وجود دارد. در مدل تصحیح خطای برداری طراحی شده برای گاز طبیعی، هیچ رابطه تعادلی بلندمدت پایا بین تقاضای گاز طبیعی با متغیرهایی کلان مؤثر بر آن، وجود ندارد. رابطه تعادلی بلندمدت تصحیح خطای برداری تقاضای فرآوردهای نقی مشخص می‌سازد که کشن درآمدی تقاضای فرآوردهای نقی بالا و معادل ۳/۲۹۷ است. براساس ضرائب بردار همچویی بین متغیرهایی تصحیح خطای برداری تقاضای برق نیز کشن قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضای برق به ترتیب ۰/۰۸۵۷ و ۰/۸۴۱ و قدر مطلق کشن قیمتی بلندمدت تقاضای برق قابل ملاحظه است. این مطلب دلالت بر آن دارد که سیاست قیمتی به طور بالقوه یک ایزار کنترل تقاضای برق و افزایش صرفهجویی محسوب می‌شود. ضریب تغییر انحرافات از رابطه تعادلی بلندمدت در مدل تصحیح خطای برداری تقاضای فرآوردهای نقی نیز ۰/۱۹ می‌باشد. پایین بودن قدر مطلق ضریب تغییر نشان می‌دهد که سرعت همگرایی به سمت رابطه تعادلی بلندمدت کند است.

فهرست منابع

- ۱- اداره بررسیهای اقتصادی طرحها و برنامه‌ها، مدیریت تأمین و توزیع، شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران، "خبرنامه انرژی"، شماره ۲، آبان ۱۳۷۶.
 - ۲- اداره حسابهای اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، "حسابهای ملی ایران، سالهای مختلف"؛
 - ۳- دفتر برنامه ریزی انرژی، معاونت امور انرژی، وزارت نیرو، "تراظنامه انرژی، سالهای مختلف".
 - ۴- گروه تحلیل و انتشار آمار، مرکز اطلاع رسانی، معاونت برنامه ریزی، سازمان مدیریت توانیر، وزارت نیرو؛ "amar تقسیلی صنعت برق ایران، سالهای مختلف"، تهران.
 - ۵- گروه تحلیل و انتشار آمار، مرکز اطلاع رسانی، معاونت برنامه ریزی، سازمان مدیریت توانیر، معاونت امور برق، وزارت نیرو، "سی و چهارسال صنعت برق ایران در آینه آمار (۱۳۷۹-۱۳۴۶)".
 - ۶- گروه تحلیل و انتشار آمار، مرکز اطلاع رسانی، معاونت برنامه ریزی، سازمان مدیریت توانیر، وزارت نیرو، "صنعت برق ایران سالهای مختلف"، تهران.
 - ۷- مدیریت اجرایی گاز، شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران.
 - ۸- مدیریت تأمین و توزیع، شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی ایران، "وضعیت تأمین و مصرف فرآورده‌های نفتی، ماههای مختلف سال ۱۳۷۷"؛ تهران، ۱۳۷۸.
 - ۹- مدیریت تأمین و توزیع، شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران.
 - ۱۰- نویسنده، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی؛ تهران : مؤسسه خدمات فرهنگی رسای، چاپ اول.
- 11- Crompton, P., Wu, Y. (2005) Energy Consumption in China: Past Trends and Future Directions; Energy Economics, Vol. 27, pp: 195-208.
- 12- Deaton, Angus and Muellbauer, June (1980) An Almost Ideal Demand System; The American Economic Review, Vol. 70, No. 3, pp:312-326.
- 13- Enders, Walter (1995) Applied Econometric Time Series; John Wiley & Sons, Inc; USA.
- 14- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing; Econometrica, Vol. 55, No.2, PP: 251-276.
- 15- Hondroyannis, George (2004) Estimating Residential Demand for Electricity in Greece; Energy Economic, Vol. 26, pp: 319-334.
- 16- Johansen, Søren (2000) Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model; Economic Modelling, Vol. 17, pp:359-373.
- 17- Kerry, Patterson (2000) " An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach; Macmillan Press, London.
- 18- Pesaran, M.Hashem (1997) An Introduction to Dynamic Models; Lecture Notes, Chapter 8.
- 19- Pesaran, M.Hashem, Ron, P. Smith & Takamasa Akiyama (1998) Energy Demand in Asian Developing Economies; Oxford University Press.
- 20- Pesaran, M.Hashem & Pesaran, Bahram (1997) Working With Microfit 4 Interactive Econometric Analysis; Camfit Data Limited.
- 21- Pesaran, M. Hashem; Estimating Engel Curve and Almost Ideal Demand Systems; Handout.
- 22- Renuka, Mahadevan & John Asafu, Adjaye (2007) Energy Consumption, Economic Growth and Prices: A Reassessment using Panel VECM for Developed and Developing countries; Energy Policy, Vol. 35, pp: 2481-2490.
- 23- Simmons, Peter and Weiserts, Daniel (1979) Translog Flexible Functional Form and Associated Demand Systems;The American Economic Review, Vol. 69, No. 5, December, pp: 89-901.
- 24- United Nation (1996) Economic Sustainability and Environmental Betterment through Energy Saving and Fuel Switching in Developing Countries; Programme for Asian Cooperation on Energy and Environment (PACE-E), New York.
- 25- United Nation (1995) Sectoral Energy Demand Analysis and Long – term Forecast; Programme for Asian Cooperation on Energy and Environment (PACE-E), New York.
- 26- Wankeun, Oh and kihoon, Lee (2004) Energy Consumption and Economic Growth in Korea: Testing the Causality Relation; Journal of Policy Modeling, Vol. 26, pp: 973-981.
- 27- Xingjun, Zhao & Yanrui, Wu (2007) Determinants of China's Energy Import: An Empirical Analysis; Energy Policy, Vol. 35, pp: 4235-4246.