فصلنامه پژوهشهاي اقتصادي ـ سال هفتم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۸۶

الگوهای تقاضا و تحلیل دینامیک تقاضای انرژی در ایران

دکترکیومرث سهیلی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۸٦/۱/ ۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۸٦/٦/۲۱

چکیده

مدل‌هاي مختلفي در تجزيه و تحليل تقاضاي انرژي مورد استفاده قرار مي‌گيرند. برخي از اين مدل‌ها صرفاً جهت مطالعة تقاضاي انرژي طراحي شده‌اند. بعضي ديگر اختصاص به تقاضاي انرژي ندارند ولي در تحليلهاي تقاضاي انرژي نيز مورد استفاده قرار مي‌گيرند. عمده‌ترين مدل‌هاي تقاضاي انرژي، مدل‌هاي مصرف نهايي و مدل‌هاي اقتصادسنجي ساختاري و غيرساختاري مي‌باشند. مدل ارزیابی تقاضای انرژی، یکی از مشهورترین مدلهای مصرف نهایی است که مخصوص تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی است.

سیستم تقاضاي خطي استون، سیستم تقاضاي ترانس‌لوگ، سیستم تقاضاي با کشش ثابت، سیستم تقاضاي روتردام، سیستم تقاضاي تقريباً ايده‌آل، الگوهاي خودتوضيح، ميانگين متحرك، خودتوضيح ميانگين متحرك، خودتوضيح جمعي ميانگين متحرك، خودتوضيح برداري و تصحيح خطاي برداري نيز از معروفترين مدلهای ساختاری و غیر ساختاری اقتصادسنجی هستند که در تحلیل تقاضای انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرند.

در اين مقاله از ميان الگوهای فوق، مدل ديناميک تصحيح خطاي برداري به دليل ويژگيهای منحصر به فرد، جهت تجزيه و تحليل پويای تقاضاي انرژي در ايران مورد استفاده قرار گرفته است. در این راستا سه الگوی جداگانه برای بررسی تقاضای فرآورده‌هاي نفتي، برق و گازطبيعي در ايران طراحي شده است. جهت برآورد اين مدل‌هاي تصحيح خطاي برداري طراحي شده براي تحليل تقاضاي انرژي در اقتصاد ايران، از نرم‌افزارهاي *Eviews* و *Microfit* و سري‌هاي زماني مربوط به متغيرهاي توليد ناخالص داخلي حقيقي، قيمت حقيقي حاملهاي انرژي و مقدار فيزيکي تقاضاي حاملها در دوره ۱۳۳۸ لغايت ۱۳۸۳ استفاده شده است.

به کارگيري روش جوهانسن، نشان مي‌دهد که تعداد بردارهاي همجمعي بين متغيرهاي مدل تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي و مدل تقاضاي برق، يك مي‌باشد. بين متغيرهاي مدل تصحيح خطاي برداري گازطبيعي، رابطه تعادلي بلندمدت پايا وجود ندارد. در مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي ضرايب تمامي متغيرها در سطح اطمينان بالايي از نظر آماري معنادار هستند و علامت جملة تصحيح خطا نيزصحيح است. در اين مدل، سرعت تعديل انحرافات از رابطة تعادلي بلندمدت، ملايم است. ضرايب رابطه تعادلي بلندمدت بين متغيرهاي مدل تصحيح خطاي برق، نشان مي‌دهد که کشش قيمتي و درآمدي بلندمدت تقاضاي برق بالاست و به ترتيب معادل ۰/۸٦- و ۱/۸٤ مي‌باشد. لازم به يادآوري است که در اين تحقيق منظور از کوتاه‌مدت دوره کمتر از يك سال و منظور از بلندمدت دوره بيش از يك سال تا زماني است که در روابط بين متغيرها تغييرات ساختاري به وجود نيامده باشد.

طبقه بندي JEL: Q41, C32

واژگان کليدي : تقاضای انرژی، مدل‌هاي فني اقتصادي، مدل‌هاي ساختاري، مدل‌هاي غيرساختاري، مدل تصحيح خطاي برداري، کشش قيمتي، کشش درآمدي.

1 استادیار گروه اقتصاد دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه رازی کرمانشاه

Archive of SID

www.SID.ir

۱ـ مقدمه

مطالعة تقاضاي حاملهاي انرژي بر اساس مدل‌هاي متنوعي ميسر مي‌باشد. اين مدل‌ها را مي‌توان با در نظر گرفتن معيارهايي از قبيل اهداف، فروض، درجه توجه به تغييرات فنّاوري، درجه درونزايي و دامنة توصيف اجزاء بخشهاي غير انرژي اقتصاد، تقسيم‌بندي نمود. روشهاي فني - اقتصادي، اقتصادسنجي، اقتصاد كلان، تحليل روند، تعادل اقتصادي، كلان‌سنجي و صفحه‌گسترده، عمده‌ترين روشهاي بررسي تقاضاي انرژي به شمار مي‌روند. هر يك از اين مدل‌هاي پيش‌بيني و تجزيه و تحليل تقاضاي انرژي، داراي نقاط قوت و ضعفي مي‌باشند. 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، بیشتر سازگار است.

در این مقاله با بهره گیری از الگوی انتخابی و با هدف کمی سازی میزان تأثیرگذاری متغیرهای کلان بر تقاضای انرژی و تحلیل پویای ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت تقاضای انرژی با این عاملها، مدلی طراحی می‌شود و سعي مي گردد بر اساس نتايج حاصل از اجرای آن به این پرسش که«در ایران ارتباط بين تقاضاي انرژي با متغيرهاي كلان مؤثر بر تقاضاي انرژي از جمله قيمت حاملها و رشد توليد ملی حقيقی، در كوتاه مدت و بلندمدت چگونه است؟»، پاسخ داده شود.

مبانی تئوریک تقاضای انرژی، طراحي مدل تقاضاي انواع حاملهای اصلي انرژي، بررسي پايايي[1] متغيرهاي الگو، تعيين طول وقفه بهينه متغيرها در روابط كوتاه مدت و بلندمدت مدل، بررسي وجود و چگونگي لحاظ متغيرهاي قطعي درمدل، تعيين وتخمين بردارهاي همجمعي مدل وبرآورد مدلهاي تصحيح خطاي برداري تقاضاي حاملها، عناوين اين مقاله هستند. در پايان مقاله نيز با توجه به ضرائب روابط بلند مدت، كوتاه مدت وضريب تعديل، روابط تعادلي بلندمدت و كوتاه مدت تقاضا و متغيرهاي مؤثر بر آن، تجزيه و تحليل مي شوند.

شایان ذکر است که مدلهای فنی اقتصادی اخیراً در تعدادی از کشورهای در حال توسعه از جمله تایلند و اردن توسط پژوهشگران مؤسسه علمي - تحقيقاتي 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 تأثیر عوامل فنی و پیشرفتهای تکنولوژی از تأثیر متغیرهای اقتصادی قیمت و تولید ملی حقیقی کمتر نیست.

جورج هوندرویانیس، در مقاله ای 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 Hondroyiannis ۲۰۰۴) کرومپتون پی و یان روی وو (۲۰۰۵)، نیز مصرف انرژی را در کشور چین در مقاله ای با عنوان« مصرف انرژی در چین: روند گذشته و مسیر آینده»، با استفاده از تکنیک تصحیح خطای برداری تجزیه وتحلیل کرده اند (Crompton, P. and Wu, Y, anrui, 2005).

رنوکا ماهادوان و جان آسافو ادجایه در مقاله ای تحت عنوان «مصرف 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 خطا 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 صادر کننده در حال توسعه، صرفاً مصرف انرژی رشد اقتصادی را آنهم فقط در کوتاه مدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. در کشورهای وارد کننده 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 وارد کننده، 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 کئون اوه و کی هون لی در مقاله ای تحت عنوان« مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کره: آزمون رابطه علیت »، با به کارگیری دو مدل جداگانه چند متغیره و با استفاده از آزمون علیت گرینجر، رابطه علی و معلولی 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 گویای آن است که درکوتاه مدت هیچ رابطه علی و معلولی 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

Archive of SID

www.SID.ir

زینگ جون ژائو و یانروی وو 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 وتحلیل 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 تأثیر 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) راماناتان (Ramanathan, 1999) کریستودولاکیس (Christodoulakis ,۱۹۹۷) سیلك و جوتز(Silk and Joutz,1997) چنگ و لاي (Cheng and Lai,1997) مسیح و مسیح (Masih and Masih, 1997) و چان و لي (Chan and Lee, 1997) تقاضاي بعضي از حاملهاي انرژي را با بهرهگيري از ارتباط همجمعي بلند مدت بين متغيرها در كشور هند، دانمارك، آمريكا، تايوان، چين و شش كشور در حال توسعه، مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتايج اين تحقيقات نشان داده است كه كشش قيمتي و درآمدي تقاضا در بلندمدت، از كوتاه مدت بيشتر است. علاوه بر آن مشخص شده است كه در بلندمدت، حساسيت تقاضاي حاملها نسبت به قيمت آنها بالاست.

۲ـ مبانی تئوریک تقاضای انرژی

حاملهای انرژی، هم به عنوان کالای نهایی توسط مصرف کنندگان و هم، به عنوان نهاده های تولیدی، توسط بنگاههای اقتصادی مورد تقاضا قرار می‌گیرند. تعیین مقدار تقاضا برای آن بخشی ازحاملهای انرژی که به عنوان کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرند، براساس تئوری رفتار مصرف کننده و از طریق ماکزیمم سازی مطلوبیت 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 شبه مقعر 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 هزینه های خطی استون، سیستم تقاضای ترانس لوگ، سیستم تقاضای روتردام، سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، سیستم مخارج خطی پاول ومدل های تقاضای با کشش ثابت، که در تجزیه وتحلیل تقاضای انرژی، مورد استفاده قرار گرفته اند، 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 تجاری مورد استفاده قرار می‌گیرند، براساس تئوری بنگاهها قابل بررسی و تجزیه وتحلیل می‌باشد. بنگاههای تولیدی ممکن است به دنبال حداکثرسازی تولید با توجه به مقدار مشخصی هزینه یا در پی حداقل کردن هزینه ها 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 مورد نظر وقیمت سایر نهاده‌ها، قیمت محصول تولیدی و یا مقدار تولید محصول دارد.

بنابراین می‌توان عمده 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 تأثیرگذار بر تقاضای انرژی، استفاده شده است.

۳ـ طراحي مدل تقاضاي انواع حاملهاي اصلي انرژي

يكي از مشهورترين سيستمهاي معادلات همزمان، مدل تصحيح خطاي برداري است. فيليپس(Philips) در مقالاتي كه در سالهاي ۱۹۵٤ و ۱۹۵۷ در مجله اقتصادي[1]، منتشر ساخت، مدل تصحيح خطاي برداري را براي اولين بار به ادبيات اقتصادي معرفي كرد. اين مدل كه بعدها توسط هندري (Hendry) و ديگران در تحليلهاي مربوط به مصرف و تقاضاي پول مورد استفاده قرار گرفت، جزء مدلهاي پويا به شمار مي‌رود.

مبناي آماري استفاده از مدل‌هاي تصحيح خطاي برداري، وجود همجمعي[2] بين متغيرهاي اقتصادي است. مدل‌هاي پوياي تصحيح خطاي برداري امكان تعيين روابط بلندمدت بين متغيرهاي درونزا را مهيا مي‌سازند. علاوه بر آن، اين مدل‌ها رفتار كوتاه‌مدت متغيرها را به مقادير تعادلي بلندمدت آنها مرتبط مي‌كنند و نشان مي‌دهند چگونه عدم تعادل مربوط به روابط تعادلي بلندمدت متغيرها بر تغييرات پوياي كوتاه‌مدت آنها تأثير مي‌گذارد. اين ويژگيهاي منحصر به فرد مدل‌هاي تصحيح خطاي برداري كه آنها را از ساير

1. Economic Journal
2. Cointegration

Archive of SID

www.SID.ir

مدل‌هاي ساختاري و غيرساختاري اقتصادسنجي متمايز مي‌سازد، باعث شده است كه اين مدل‌ها در دهة ۱۹۹۰ به سرعت رشد تكاملي خود را طي كنند.
فرم كلي مدل تصحيح خطاي برداري به اين شكل است :

$$\Delta Y_t = B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + ... + B_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \pi Y_{t-p} + V_t \Delta \quad (۱)$$

دررابطه(۱)، $B_1 B_2 ... B_{p-1}$ ماتريس‌هاي $n \times n$ ضرايب ΔY مي‌باشند. ΔY نيز بردارهاي $n \times ۱$ تفاضل مرتبه اول متغيرهاست. در اين رابطه p بيانگر تعداد وقفه‌ها و V_t بردار $n \times ۱$ اجزاء استوكاستيك مدل و ماتريسπ نيز حاوي اطلاعات مربوط به روابط تعادلي بلندمدت است. $\pi = \alpha . \beta'$ مي‌باشد كه در آن α ضرايب تعديل عدم تعادل و نشان دهنده سرعت تعديل به سمت تعادل بلندمدت وβ ماتريس ضرايب روابط تعادلي بلندمدت و جمله $\beta' Y_{t-p}$ جملة تصحيح خطا(ECT) مي‌باشد.
در اين مقاله جهت تحليل روابط كوتاه مدت و روابط پوياي تعادلي بلند مدت بين تقاضا و متغيرهاي اقتصادي مؤثر بر آن، از مدل‌هاي تصحيح خطاي برداري بهره گرفته مي شود. مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي، برق و گازطبيعي در حالت كلي به شكل زير است :

$$\Delta Y_t = \gamma_1 + \lambda_1 t + \sum_{i=2}^{p} B_{i-1} \Delta Y_{t-i+1} + \alpha \begin{bmatrix} \beta' & \gamma_2 & \lambda_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-p} \\ 1 \\ t \end{bmatrix} + V_t \quad (۲)$$

در رابطه فوق γ_1 ، λ_1 ، γ_2 و λ_2 به ترتيب بردارهاي 3×۱ ضرايب عرض از مبدأ وضرايب متغير روند در قسمت روابط كوتاه مدت و روابط تعادلي بلند مدت مدل مي باشند. $B_1, B_2 ... B_{p-1}$ نيز ماتريس‌هاي 3×3 ضرايب متغيرها در روابط كوتاه مدت هستند. ΔY_t ها نيز بردارهاي 3×۱ متغيرهاي درونزا و وقفه هاي آنها را نشان مي دهند. متغيرهاي درونزا در مدلهاي تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي، الكتريسيته و گازطبيعي، عبارتند از :

مدل تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي	تقاضل مرتبه اول لگاريتم تقاضاي فراورده هاي نفتي	$\Delta y_{1t} = D\backslash LOPD_2$
	تقاضل مرتبه اول لگاريتم قيمت واقعي فراورده هاي نفتي	$\Delta y_{2t} = D\backslash LRPOPC_2$
	تقاضل مرتبه اول لگاريتم توليد ناخالص داخلي واقعي	$\Delta y_{3t} = D\backslash LRGDP$
مدل تقاضاي الكتريسيته	تقاضل مرتبه اول لگاريتم تقاضا ي الكتريسيته	$\Delta y_{1t} = D\backslash LED_2$
	تقاضل مرتبه اول لگاريتم قيمت واقعي الكتريسيته	$\Delta y_{2t} = D\backslash LRPEC_2$
	تقاضل مرتبه اول لگاريتم توليد ناخالص داخلي واقعي	$\Delta y_{3t} = D\backslash LRGDP$
مدل تقاضاي گازطبيعي	تقاضل مرتبه اول لگاريتم تقاضاي گازطبيعي	$\Delta y_{1t} = D\backslash LNGD_2$
	تقاضل مرتبه اول لگاريتم قيمت واقعي گازطبيعي	$\Delta y_{2t} = D\backslash LRPNGC_2$
	تقاضل مرتبه اول لگاريتم توليد ناخالص داخلي واقعي	$\Delta y_{3t} = D\backslash LRGDP$

جهت تعيين روابط تعادلي بلندمدت بين متغيرهاي درونزاي مدل از روش جوهانسن استفاده مي‌شود. در اين روش، بردارهاي همجمعي و برآورد ضرائب مربوط به روابط تعادلي بلندمدت بين متغيرها با استفاده از ضرايب آن متغيرها در الگوي VAR تعيين مي‌شود.
در روش جوهانسن (Johansen) كه در چند ساله اخير به سرعت تبديل به يك ابزار اساسي در برآورد الگوهاي اقتصادي سري زماني شده است، در سه مرحله به ترتيب : آزمون ديكي- فولرتعميم يافته انجام و مرتبه جمعي بودن متغيرها مشخص؛ طول بهينه وقفه جهت تضمين پايايي جملات خطاي مدل تصحيح خطاي برداري، و نيز تعداد بردارهاي همجمعي مدل تعيين مي شوند. در مرحلة چهارم لزوم وارد كردن متغيرهاي قطعي همچون عرض از مبدأ و روند زماني در بردارهاي همجمعي بررسي مي‌شود. در اين مرحله وجود روند زماني در آمار سري زماني متغيرهاي الگو مشخص و تبيين مي‌گردد كه متغيرهاي قطعي عرض از مبدأ و روند در بردارهاي همجمعي وارد شوند يا در الگوي تصحيح خطاي برداري كوتاه مدت لحاظ گردند.

٤- بررسي پايايي متغيرهاي الگويVECM

در اين تحقيق با استفاده از روش ديكي - فولر تعميم يافته، پايايي متغيرهاي مدل آزمون و در آزمون ديكي - فولر تعميم يافته، بااستفاده از معيارهاي حنان - كوئين، شوارز - بيزين و آكائيك، طول بهينه وقفه هر يك از

Archive of SID

www.SID.ir

متغيرها تعيين مي شود. جايي كه اين معيارها بيشترين مقدار خود را داشته باشند، طول وقفه بهينه است و بين اجزاء استوكاستيك معادله رگرسيون ديكي- فولر، خود همبستگي وجود ندارد. اگر در طول وقفه بهينه، قدر مطلق آماره آزمون از قدر مطلق مقدار بحراني براي آماره ديكي – فولر تعميم يافته بيشتر باشد، فرضيه عدم (ريشه واحد يا ناپايي) رد مي شود و متغير پايا است.

نتايج مربوط به اجراي آزمون ديكي- فولر تعميم يافته با استفاده از برنامه نرم افزاري Microfit، گوياي آن است كه تفاضل مرتبه اول سري زماني لگاريتم طبيعي توليد ناخالص داخلي واقعي در حالت مقدار ثابت، موقعي كه طول وقفه بهينه بر اساس معيار شوارز- بيزين تعيين شود، ناپايا و در حالت تعيين طول وقفه بهينه بر اساس معيارهاي حنان – كوئين و آكائيك پايا است. البته در حالتي كه معادله آزمون ديكي- فولر فقط شامل مقدار ثابت باشد، حتي در صورتي كه طول وقفه بهينه بر اساس معيار شوارز - بيزين تعيين شود، در سطح اطمينان٩٠% متغيرD1LRGDP پايا مي باشد. در سطح اطمينان ٩٠%، آماره آزمون ديكي- فولر براي اين متغير٢/٨٥٠٣- و مقدار بحراني آن ٢/٦٠٦٩- است. در حالت مقدار ثابت و روند نيزD1LRGDP پايا است. بنابراين مي توان تفاضل مرتبه اول سري زماني لگاريتم طبيعي توليد ناخالص داخلي واقعي را پايا دانست.

مقادير آماره آزمون و مقدار بحراني ديكي - فولر در سطح وقفه بهينه در حالت مقدار ثابت براي سري زماني لگاريتم طبيعي تقاضاي برق و لگاريتم طبيعي تقاضاي فرآورده هاي نفتي، بيانگر آن است كه فرضيه صفر وجود ريشه واحد يا ناپايايي در مورد اين دو متغير در سطح اطمينان ٩٥% رد مي‌شود. بنابر اين، با فرض اينكه فرايند ايجاد داده‌هاي سري‌زماني براي2LED و2LOPD فاقد روند وصرفاً شامل جمله رانش باشد، اين دو متغير پايا يا جمعي از مرتبه صفر I(0) هستند. البته اگرفرايند ايجاد داده ها براي سري هاي زماني 2LED و2LOPD شامل جمله رانش و روند زماني باشد، خود متغيرها ناپايا هستند و تفاضل مرتبه اول آنها پايا است. فرآورده هاي نفتي و برق در زمره سوختهاي آسان قرار دارند، لذا ممكن است كه تقاضاي فرآورده هاي نفتي و برق بدون تغيير عوامل اقتصادي مؤثر بر تقاضاي آنها، نيز افزايش يابد. در نتيجه انتظار مي رود كه فرايند ايجاد داده هاي سري هاي زماني تقاضاي فرآورده هاي نفتي و برق داراي جمله رانش و روند زماني باشد. ظاهر نمودار متغيرهاي 2LED و2LOPD نيز مؤيد اين مطلب است كه فرايند ايجاد داده ها در اين دو متغير، داراي عرض از مبدأ و روند است. در پيش گرفتن روش گام به گام نيز دلالت بر وجود عرض از مبدأ و روند در فرايند ايجاد داده ها در سريهاي زماني 2LEDو 2LOPD دارد. آزمون ريشه واحد در حالت عمومي معادله ديكي- فولر براي متغيرهاي D1LED2 وD1LOPD2 نشان مي دهد كه اين متغيرها پايا هستند. لذا پروسه گام به گام آزمون پاياپي متوقف مي شود و نتيجه گرفته مي شود كه فرايند ايجاد داده ها در اين دو سري زماني، داراي عرض از مبدأ و روند است. ارقام منعكس شده در حالت مقدار ثابت و در حالت مقدار ثابت و روند براي تفاضل مرتبه اول سري زماني لگاريتم طبيعي تقاضاي گاز طبيعي نشان مي دهند كه بر اساس تمامي معيارهاي شوارز- بيزين، حنان- كو ئين و آكائيك، اين متغير پايا مي باشد. بنابر اين نتيجه مي شود كه متغيرهاي لگاريتم طبيعي تقاضاي گاز طبيعي، برق وفرآورده هاي نفتي، همگي جمعي از مرتبه يك هستند.

مشاهدة نمودار سري زماني لگاريتم طبيعي قيمت واقعي برق، فرآورده هاي نفتي و گاز طبيعي، حاكي از آن است كه اين متغيرها فاقد روند مي باشند. مقايسة آماره آزمون و مقدار بحراني آماره ديكي- فولر تعميم يافته در حالت مقدار ثابت و روند نشان مي دهد كه فرضيه عدم را نمي توان در مورد متغيرلگاريتم طبيعي قيمت برق، رد نمود ولي اين فرضيه در مورد تفاضل مرتبه اول اين متغير رد مي شود. بنابراين متغيرLRPEC2 جمعي از مرتبه يك I(1) است. تفاضل مرتبه اول متغيرLRPOPC2 در حالتي كه معادله آزمون ديكي- فولر تعميم يافته فقط شامل عرض از مبدأ باشد، پايا است. اگر اين معادله شامل روند و عرض از مبدأ باشد، در سطح اطمينان ٩٥% نمي توان فرضيه عدم را رد نمود. پس در اين حالت و سطح اطمينان، تفاضل مرتبه اول لگاريتم طبيعي قيمت واقعي فرآورده هاي نفتي ناپايا است. در سطح اطمينان ٩٠% در حالت وجود روند و مقدار ثابت، مقدار آماره آزمون ديكي- فولر ٣/٣١١٧- و مقدار بحراني ٣/١٩٤٩- است. بنابراين در سطح اطمينان ٩٠% حتي در حالت وجود روند و عرض از مبدأ در معادله آزمون ديكي- فولر، متغيرD1LRPOPC2 پايا است. تفاضل مرتبه اول متغير لگاريتم قيمت واقعي گاز طبيعي نيز در حالت مقدار ثابت پايا است. متغيرD1LRPNGC2 در حالت وجود روند و مقدار ثابت در معادله آزمون ديكي- فولر، در سطح اطمينان ٩٥% پايا نيست. اين متغير در سطح اطمينان ٩٠% پايا است و مقدار آماره آزمون ديكي- فولر آن ٣/٢٦٩٦- و مقدار بحراني آماره ديكي- فولر ارائه شده توسط مكينون براي آن ٣/١٩٨٨- است. مشاهده نمودار لگاريتم طبيعي قيمت واقعي فرآورده هاي نفتي و گازطبيعي حاكي از آن است كه فرايند ايجاد داده ها در اين دو سري زماني صرفاً شامل عرض از مبدأ است. در نتيجه تفاضل مرتبه اول آنها در سطح اطمينان ٩٥% نيز پايا مي باشد. بنابراين، متغيرهايLRPOPC2، LRPNGC2 و LRPEC2 نيز همگي جمعي از مرتبه يك I(1) هستند.

مباحث طرح شده در اين قسمت، آشكار مي سازد كه تمامي هفت متغير موجود در مدل تصحيح خطاي برداري طراحي شده، جمعي مرتبه يك I(1) مي‌باشند، لذا در صورت وجود رابطه همجمعي بين آنها، جمله تصحيح خطا نيز پايا خواهد بود. در نتيجه مي توان جهت تعيين تعداد بردارهاي همجمعي بين آنها از روش

www.SID.ir

جوهانسن بهره گرفت. يادآوري مي نمايد كه روش جوهانسن فقط براي حالتي طراحي شده است كه خود متغيرها يا تفاضل مرتبه آنها، پايا باشند.

۵ـ تعيين طول وقفه بهينه متغيرها در روابط كوتاه مدت مدل هاي VECM

طول وقفه بهينه متغيرها در مدلVECMبا استفاده از آزمونF قابل تعيين است. براي اينكار هريك از معادلات مدل‌هاي غيرمقيد و مقيد، به روشOLS برآورد مي‌گردد. اگر آمارهF محاسبه شده در نتيجه تخمين معادله‌هاي مقيد و غيرمقيد ازF جدول بيشتر باشد، فرضيه عدم دال بر صفر بودن ضرايب وقفه آخر متغيرها رد مي‌شود. در صورتي كهF محاسبه شده ازF جدول كمتر باشد، فرضيه عدم مبني بر صفر بودن ضرايب وقفه آخر متغيرها پذيرفته مي‌شود و مدل پذيرفته شده، مدل مقيد است.

تعداد محدود مشاهدات در اين تحقيق، حاكي از آن است كه طول وقفه بهينه زياد نخواهد بود. فرض مي شود طول وقفه متغيرها در روابط كوتاه مدت مدلهاي تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي، برق و گازطبيعي «دو» و در مدلهاي خود توضيح برداري مربوطه «سه» مي باشد. با اين شرايط، مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي، برق و گازطبيعي به شكل زير خواهد بود.

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

تعيين وقفة بهينه در اينجا مترادف آزمون معنادار بودن ضرايب وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغيرها است. جهت آزمون معنادار بودن اين ضرايب، هر يك از معادلات مدلهاي غيرمقيد و مقيد به روش OLS برآورد و با استفاده از R^2 آنها، آمارهF محاسبه مي گردد. نتايج آزمون در جداول زير منعكس شده است.

جدول(۱):تعيين طول وقفه بهينه متغيرها در مدل تصحيح خطاي برداري فرآورده هاي نفتي

شماره معادله	حالت معادله	مقدار $F_{(3,29)}$ و $F_{(3,28)}$		F محاسبه شده	H_0	مدل مورد قبول
		۰/۰۵	۰/۰۱			
۱	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/۵۱	۱/٤	$\alpha_{1,i,2} = 0$	مقيد
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/۵۷	۱/۲۳	$\alpha_{1,i,2} = 0$	مقيد
۲	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/۵۱	۰/۲۲	$\alpha_{2,i,2} = 0$	مقيد
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/۵۷	۰/۳۱	$\alpha_{2,i,2} = 0$	مقيد
۳	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/۵۱	۱/۲٤	$\alpha_{3,i,2} = 0$	مقيد
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/۵۷	۱	$\alpha_{3,i,2} = 0$	مقيد

جدول(۲) : تعيين طول وقفه بهينه متغيرها در مدل تصحيح خطاي برداري برق

شماره معادله	حالت معادله	مقدار $F(۳,۲۹)$ و $F(۳,۲۸)$		F محاسبه شده	$H.$	مدل مورد قبول
		۰/۰۵	۰/۰۱			
۱	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/۵۱	۱/۰٤	$\alpha_{1,i,2} = 0$	مقيد
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/۵۷	۱/۲۲	$\alpha_{1,i,2} = 0$	مقيد
۲	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/۵۱	۱/۱۱	$\alpha_{2,i,2} = 0$	مقيد

Archive of SID

www.SID.ir

شماره معادله	حالت معادله	مقدار $F(۳,۲۹)$ و $F(۳,۲۸)$		F محاسبه شده	$H_.$	مدل مورد قبول
		۰/۰۵	۰/۰۱			
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/٥٧	۳/۹٦	$\alpha_{۲,i,۲}=۰$	در۰/۰۵غیرمقیددر۰/۰۱مقید
۳	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/٥١	۰/۵۳	$\alpha_{۳,i,۲}=۰$	مقید
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/٥٧	۰/۸۹	$\alpha_{۳,i,۲}=۰$	مقید

دقت در ارقام مندرج در جدول (١) نشان مي دهد كه در هيچ يك از معادلات مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي، وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغيرها معنادار نيست، پس طول وقفه بهينه آنها يك و طول وقفه بهينه مدل «دو» مي باشد.

نتايج آزمون مندرج در جدول (٢) نيزحاكي از آن است كه در معادلات اول و سوم مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق، طول بهينه روابط كوتاه مدت مدل «يك» و طول روابط بلند مدت تعادلي نيز «دو» مي باشد. در معادله دوم و در سطح اطمينان ٩٥%، طول وقفه بهينه تفاضل مرتبه اول متغيرها در حالت وجود عرض از مبدأ «يك» و در حالت وجود عرض از مبدأ و روند «دو» تعيين شده و نمودار D1LRPEC2 حاكي از آن است كه اين متغير فاقد روند زماني و نتيجه گرفته مي شود كه در سطح اطمينان ٩٥% ، طول وقفه بهينه روابط كوتاه مدت در معادله دوم، «يك» مي باشد.

جدول(٣) : تعيين طول وقفه بهينه متغيرها در مدل تصحيح خطاي برداري گازطبيعي

شماره معادله	حالت معادله	مقدار $F(۳,۲۹)$ و $F(۳,۲۸)$		F محاسبه شده	$H_.$	مدل مورد قبول
		۰/۰۵	۰/۰۱			
۱	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/٥١	**60/3**	$\alpha_{۱,i,۲}=۰$	در۰/۰۵غیرمقید در ۰/۰۱مقید
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/٥٧	**62/3**	$\alpha_{۱,i,۲}=۰$	در۰/۰۵غیرمقید در۰/۰۱مقید
۲	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/٥١	۱/۱٤	$\alpha_{۲,i,۲}=۰$	مقید
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/٥٧	۱/۵۸	$\alpha_{۲,i,۲}=۰$	مقید
۳	شامل عرض از مبدأ	۲/۹۲	٤/٥١	۱/۹۰	$\alpha_{۳,i,۲}=۰$	مقید
	شامل عرض از مبدأوروند	۲/۹۵	٤/٥٧	۱/۸۸	$\alpha_{۳,i,۲}=۰$	مقید

در جداول فوق $i=۱,۲,۳$ است و اجزاء انديس α به ترتيب نشان دهنده شماره معادله، شماره متغير و تعداد وقفه متغيرها مي باشند.

در مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي گازطبيعي و در سطح اطمينان ٩٥%، در معادلات دوم و سوم مدل كه در آنها متغير سمت چپD1LRPNGC2 وD1LRGDP مي باشد، در دو حالت وجود عرض از مبدأ و وجود عرض از مبدأ و روند، فرضيه عدم را نمي توان رد كرد. بنابراين در اين معادلات وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغيرها در سطح ٩٥% معنادار نيست وطول وقفه بهينه آنها «يك» و در معادله اول كه متغير سمت چپ آن LNGD2 مي باشد، كميتF محاسبه شده از مقدار بحراني آن در سطح ٩٥% بيشتر ولي از مقدار بحرانيF در سطح ٩٩% كمتر است. بنابر اين در اين معادله نيز، در سطح اطمينان ٩٩% معنادار بودن وقفه دوم تفاضل مرتبه اول متغيرها رد مي شود.

Archive of SID

www.SID.ir

٦- بررسي وجود و چگونگي لحاظ متغيرهاي قطعي درمدل هايVECM

لحاظ يا عدم لحاظ متغيرهاي عرض از مبدأ و روند و چگونگي وارد ساختن آنها درمدل تصحيح خطاي برداري، پنج حالت مختلف را براي آن متصور مي سازد. در حالت اول، مدل فاقد عرض از مبدأ و روند[1] است. در اين حالت كه مقيدترين مدل تصحيح خطاي برداري است، بردارهاي عرض از مبدأ و روند، هم در روابط كوتاه مدت و هم، در بردارهاي همجمعي مدل صفر مي باشند؛ يعني $\gamma_1 = \lambda_1 = \gamma_2 = \lambda_2 = 0$.

در حالت دوم، مدل تصحيح خطاي برداري فاقد روند است[2]. در اين حالت نيز روابط كوتاه مدت، فاقد عرض از مبدأ هستند وعرض از مبدأ تنها به قسمت روابط بلند مدت تعادلي مدل محدود مي گردد. در حالت دوم بردارهاي γ_1 ، λ_1 و λ_2 صفر مي باشند و بردار γ_2 مخالف صفر است.

مدل تصحيح خطاي برداري در حالت سوم فاقد روند است ولي هم روابط تعادلي بلند مدت و هم روابط كوتاه مدت آن داراي عرض از مبدأ هستند. [3] به عبارت ديگر بردارهاي γ_1 و γ_2 مخالف صفر و بردارهاي λ_1 و λ_2 برابر صفرمي باشند. اگر $\gamma_1 \neq 0$ باشد يعني روابط كوتاه مدت مدل شامل عرض از مبدأ باشند، در آن صورت روابط بلند مدت تعادلي حاوي روند خواهند بود. اما از آنجايي كه $\lambda_2 = 0$ قرار داده شده است، فرض مي شود كه عرض از مبدأ روابط كوتاه مدت از تركيب عرض از مبدأ روابط بلند مدت تعادلي و روابط كوتاه مدت تعادلي به دست مي‌آيد.

در حالت چهارم، روابط كوتاه مدت مدل داراي عرض مبدأ هستند ولي فاقد روند مي باشند در حالي كه روابط بلند مدت تعادلي هم داراي عرض از مبدأ و هم داراي روند هستند.[4] در اين حالت $\gamma_1 \neq 0$ ، $\gamma_2 \neq 0$ ، $\lambda_2 \neq 0$ و $\lambda_1 = 0$ است. در حالت پنجم، روابط كوتاه مدت مدل داراي روند و عرض از مبدأ و روابط تعادلي نيز داراي عرض از مبدا و روند زماني درجة دوم هستند.[5] به عبارت ديگر در اين حالت $\gamma_1 \neq 0$ ، $\lambda_1 \neq 0$ ، $\gamma_2 \neq 0$ و $\lambda_2 \neq 0$ است.

در اكثر مدلهاي اقتصاد كلان كاربردي، وقتي كه متغيرها شامل روند زماني هستند، مدل تصحيح خطاي برداري شبيه حالت چهارم است كه در آن ضريب روند زماني مقيد است. در جاهايي كه متغيرهاي درونزا وبرونزا روند زماني ندارند نيز مدل تصحيح خطاي برداري شبيه به حالت دوم است. بنابراين مدلهاي تصحيح خطاي برداري طراحي شده در اين تحقيق نيز از نظر متغيرهاي قطعي شبيه به حالت دوم يا حالت چهارم مي باشند. به همين دليل در ادامه، مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي، برق و گاز طبيعي تنها در اين دو حالت بررسي مي شوند.

٧-تعيين تعداد روابط تعادلي بلندمدت وتخمين بردارهاي همجمعي مدل هاي VECM

تعداد ريشه‌هاي مشخصه مخالف صفر ماتريس π، رتبة آن را مشخص مي‌سازد. رتبه ماتريس π برابر تعداد بردارهاي همجمعي مستقل است. براي تعيين تعداد بردارهاي همجمعي به روش حداكثر درست نمايي جوهانسن، از آماره آزمون اثر (λ_{trace}) يا آمارة آزمون حداكثر مقدار ويژه $(\lambda_{\max})$، استفاده مي‌شود. آماره آزمون λ_{trace} به شكل $\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i)$ و آماره آزمون $\lambda_{\max}$ نيز به صورت $\lambda_{\max} = -T \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1})$ تعريف مي‌شوند. تا موقعي كه آماره آزمون اثر يا آماره آزمون حداكثر مقدار ويژه از مقادير بحراني ارائه شده توسط جوهانسن و جوسيليوس بزرگتر باشد، فرضيه صفر (وجود r بردار همجمعي) در مقابل فرضيه رقيب (وجود ١ + r بردار همجمعي) رد مي‌شود. وقتي كه λ_{max} يا λ_{trace} از مقادير بحراني كوچكتر باشد، فرضيه صفر پذيرفته مي‌شود و رتبه ماتريس π يا تعداد بردارهاي همجمعي كه روابط پايايي را بين متغيرها ارائه مي‌كنند، مشخص مي‌شود.

با اين تفاسير، جهت تعيين رتبه ماتريس π كه در واقع نشان دهنده تعداد بردارهاي همجمعي است، مدل تصحيح خطاي برداري (٣) براي تقاضاي فرآورده‌هاي‌نفتي، برق و گازطبيعي، به كمك روش جوهانسن برآورد و مقادير ويژه، كميتهاي آماره آزمون اثر و حداكثر مقدار ويژه به همراه مقادير بحراني ارائه شده توسط جوسيليوس و جوهانسن در سطح اطمينان ٩٥%، در جداول (٤) تا (٦) منعكس 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

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(٤):تعيين تعداد بردارهاي همجمعي در مدل تصحيح خطاي برداري فرآورده‌هاي‌نفتي

نوع آزمون	تعداد بردارهاي همجمعي		حالت دوم		حالت چهارم	
	H	H_1	آماره	مقدار بحراني در ٩٥%	آماره	مقدار بحراني در ٩٥%
$trace\lambda$	$r=0$	$r\geq1$	٤٥/٢٩٥٢	٣٤/٨٧	٤٤/٨٤٨١	٤٢/٣٤
	$r\leq1$	$r\geq2$	١١/٢٩٩٤	٢٠/١٨	٢٢/٢٥١٤	٢٥/٧٧
	$r\leq2$	$r\geq3$	٣/٥٠٩٨	٩/١٦	٦/٩٦٧٢	١٢/٣٩
$max\lambda$	$r=0$	$r=1$	٣٣/٩٩٥٨	٢٢/٠٤	٢٢/٥٩٦٧	٢٥/٤٢
	$r\leq1$	$r=2$	٧/٧٨٩٦	١٥/٨٧	١٥/٢٨٤٢	١٩/٢٢
	$r\leq2$	$r=3$	٣/٥٠٩٨	٩/١٦	٦/٩٦٧٢	١٢/٣٩
مقادير ويژه در حالت دوم	٠/٠٨٤٠٠٦		٠/١٧٦٩٥		٠/٥٧٢٥٤	
مقادير ويژه در حالت چهارم	٠/١٥٩٨١		٠/٣١٧٥٨		٠/٤٣١٥٩	

جدول(٥):تعيين تعداد بردارهاي همجمعي در مدل تصحيح خطاي برداري برق

نوع آزمون	تعداد بردارهاي همجمعي		حالت دوم		حالت چهارم	
	H	H_1	آماره	مقدار بحراني در ٩٥%	آماره	مقدار بحراني در ٩٥%
traceλ	$r=0$	$r\geq1$	٣٦/٩٧٠١	٣٤/٨٧	٥٢/١٩٥٣	٤٢/٣٤
	$r\leq1$	$r\geq2$	١٦/٢٠٥٦	٢٠/١٨	١٦/١٤٢٠	٢٥/٧٧
	$r\leq2$	$r\geq3$	٢/٨٦٧٧	٩/١٦	٦/٥٦٨٠	١٢/٣٩
maxλ	$r=0$	$r=1$	٢٠/٧٦٤٥	٢٢/٠٤	٣٣/٠٥٣٤	٢٥/٤٢
	$r\leq1$	$r=2$	١٣/٣٣٨٠	١٥/٨٧	١٢/٥٧٣٩	١٩/٢٢
	$r\leq2$	$r=3$	٢/٨٦٧٧	٩/١٦	٦/٥٦٨٠	١٢/٣٩
مقادير ويژه در حالت دوم	/٠٦٩١٨٢		٠/٢٨٣٥٥		٠/٤٠٤٩٥	
مقادير ويژه در حالت چهارم	٠/١٥١٤٣		٠/٢٦٩٧٤		٠/٥٦٢٣٥	

جدول(٦):تعيين تعداد بردارهاي همجمعي در مدل تصحيح خطاي برداري گازطبيعي

نوع آزمون	تعداد بردارهاي همجمعي		حالت دوم		حالت چهارم	
	H	H_1	آماره	مقدار بحراني در ٩٥%	آماره	مقدار بحراني در ٩٥%
traceλ	$r=0$	$r\geq1$	٢٠/٦٧١٧	٣٤/٨٧	٢٣/٤٤٦٧	٤٢/٣٤
	$r\leq1$	$r\geq2$	١١/٤٧٦٠	٢٠/١٨	٦/٤٥٥٠	٢٥/٧٧
	$r\leq2$	$r\geq3$	٥/٣٤٨٨	٩/١٦	٤/٠٦٠٢	١٢/٣٩
maxλ	$r=0$	$r=1$	٩/١٩٥٧	٢٢/٠٤	١٣/٩٩١٨	٢٥/٤٢
	$r\leq1$	$r=2$	٦/١٢٧٢	١٥/٨٧	٥/٣٩٤٨	١٩/٢٢
	$r\leq2$	$r=3$	٥/٣٤٨٨	٩/١٦	٤/٠٦٠٢	١٢/٣٩
مقادير ويژه در حالت دوم	٠/١٢٥١٦		٠/١٤٢٠٣		٠/٢٠٥٣٨	
مقادير ويژه در حالت چهارم	٠/٠٩٦٥٢٢		٠/١٢٦١٧		٠/٢٩٥١٧	

طبق آزمون حداكثر مقدار ويژه، در مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي و در حالت دوم، موقعي كه فرضيه عدم وجود يك بردار همجمعي و فرضيه مقابل وجود دو بردار بلند مدت تعادلي پايا و مقدار آماره آزمون ٧/٧٨٩٦ است كه از مقدار بحراني آن در سطح ٩٥% كه معادل ١٥/٨٧ مي باشد، كمتر است. پس نمي توان فرضيه عدم را رد نمود و تعداد بردارهاي همجمعي برابر يك و طبق آماره آزمون اثر نيز در اين حالت تعداد بردارهاي همجمعي يك مي باشد. در اين حالت، مقدار آماره آزمون اثر، هنگامي كه فرضيه عدم $r=1$ و فرضيه مقابل $r=2$ است، ١١/٢٩٩٤ و مقدار بحراني در سطح ٩٥% اطمينان ٢٠/١٨ است. در اين مدل در حالت چهارم، تعداد بردارهاي همجمعي بر اساس آزمون اثر

Archive of SID

www.SID.ir

يك ولي بر اساس آزمون حداكثر مقدار ويژه صفر است. بر اساس مطالعات مونت كارلو، آزمون اثر بعضاً قويتر از آزمون حداكثر مقدار ويژه است. لذا بين متغيرهاي درونزاي مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي در هر دو حالت، يك بردار همجمعي وجود دارد كه تخمين ضرايب آن در جدول زير منعكس شده است.

جدول(۷) :تخمين بردارهاي همجمعي مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي

متغير	حالت دوم		حالت چهارم	
	بردار همجمعي	بردار همجمعي به هنجار شده	بردار همجمعي	بردار همجمعي به هنجار شده
LOPD2	-۰/۳۱۱	-۱/۰۰۰	۰/۱۹٤	-۱/۰۰۰
LRPOPC2	۰/۱۹٤	۰/٦۲۳	-۰/۲۳٥	۱/۲۱۲
LRGDP	۰/٥۲۰	۱/٦۷۳	-۰/٦۳۸	۳/۲۹۷
INPT	-٥/۰۲۲	-۱٦/۱٥٤		
T			۰/۰۱٦	-۰/۰۸٤

بر اساس آزمون λ_{trace} در حالتهاي دوم و چهارم، يك بردار همجمعي بين متغيرهاي درونزاي مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي الكتريسيته وجود دارد. در حالت چهارم، آزمون حداكثر مقدار ويژه نتايج آزمون اثر را در خصوص وجود يك رابطه تعادلي بلند مدت پايا بين متغيرهايLED2،LRPEC2 وLRGDP تأييد مي نمايد. در حالت دوم نيز طبق آزمون $\lambda_{\max}$ ، در سطح اطمينان۹۰% يك بردار همجمعي وجود دارد. برآورد روابط تعادلي بلند مدت پايا بين متغيرهاي درونزا در جدول ذيل درج شده است.

جدول(۸):تخمين بردارهاي همجمعي مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق

متغير	حالت دوم		حالت چهارم	
	بردار همجمعي	بردار همجمعي به هنجار شده	بردار همجمعي	بردار همجمعي به هنجار شده
LED2	۰/٦٤٥	-۱/۰۰۰	۱/۱۹٥	-۱/۰۰۰
LRPEC2	۰/۸۰۱	-۱/۲٤۱	۱/۰۲٤	-۰/۸٥۷
LRGDP	-۱/٥٥۰	۲/٤۰۲	-۲/۲۰۰	۱/۸٤۱
INPT	٦/۷۲۳	-۱۰/٤۱۷		
T			-۰/۰٤۲	۰/۰۳٥

دقت در نمودار تقاضاي برق، نشاندهنده وجود روند در اين سري زماني است. بنابراين مدل تصحيح خطاي برداري اين حامل انرژي از لحاظ متغيرهاي قطعي شبيه حالت چهارم است. در اين حالت ضرايب مربوط به رابطه تعادلي بلندمدت بين متغيرهاي مدل، همگي از علامت صحيح برخوردار هستند. ضرايب بردار همجمعي در مدل تقاضاي برق، نشاندهنده كشش درآمدي و كشش قيمتي بلند مدت مي باشند. كشش قيمتي بلندمدت تقاضاي برق ۰/۸٦- وكشش درآمدي بلندمدت آن ۱/۸٤ است.

اگر در مدل تقاضاي گاز طبيعي، فرضيه صفر، عدم وجود رابطة همجمعي بين متغيرهاي درونزا و فرضيه مقابل، وجود يك بردار همجمعي باشد، مقادير آماره آزمون حداكثر مقدار ويژه در حالتهاي دوم وچهارم، به ترتيب ۹/۱۹٥۷ و۱۳/۹۹۱۸، و مقادير بحراني آنها به ترتيب۲۲/۰٤ و۲٥/٤۲ مي باشند. بنابراين فرضيه عدم را نمي توان رد نمود. آماره آزمون λ_{tarce} نيز براي فرضيه عدم۰= r در حالتهاي دوم و چهارم به ترتيب ۲۰/٦۷۱۷ و۲۳/٤٤٦۷ كه از مقادير بحراني آن يعني ۳٤/۸۷ و ٤۲/۳٤ كمتر مي باشد و فرضيه عدم پذيرفته مي شود. بنابراين بين متغيرهاي LNGD2، LRPNGC2 وLRGDP در هيچ يك از حالت ها، رابطه تعادلي بلند مدت پايا وجود ندارد. پس جهت شبيه سازي تقاضاي گاز طبيعي به جاي مدل VEC از مدل VAR بهره گرفته مي شود.

۸- برآورد مدل هاي تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي و برق

نتايج حاصل از برآورد مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي شامل ضرايب مربوط به عبارت تصحيح خطا و ضرايب روابط كوتاه مدت در تمامي معادلات مدل، در جداول ذيل منعكس شده است.

مشاهده نمودارLOPD2 روشن مي سازد كه اين متغير داراي روند است. پس احتمال تطابق مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي از نظر روند و جزء ثابت با حالت چهارم بيشتر از حالت دوم است. در حالت چهارم، تمامي ضرايب در سطح اطمينان بالاي ۹٥% از نظر آماري معني دار هستند. علامت ضرايب متغيرهاي dLRPOPC21و dLRGDP1 در رابطه كوتاه مدت مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي و همچنين علامت عبارت تصحيح خطاي اين مدل، صحيح مي باشند.

جدول(۹):نتايج برآورد مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي در حالت دوم

شرح	متغير وابسته	متغيرهاي توضيحي	ضريب	انحراف معيار	آماره t
معادله ۱	dLOPD2	dLOPD21	-۰/۳٥٤۹۱	۰/۱۸٥۲۰	-۱/۹۱٦٤
		dLRPOPC21	-۰/۱٤۳٦۳	۰/۰٥۹۳٤٤	-۲/٤۲۰۳
		dLRGDP1	۰/٤۷۳۲۸	۰/۱۲۸۹۲	۳/٦۷۱۲

Archive of SID

www.SID.ir

		(ecm1(-1	٠/٢٥١٤٩	٠/٠٤٣٨١٠	٥/٧٤٠٥
عبارت تصحيح خطا		ecm1=-.31090LOPD2+.19375LRPOPC2+.52008LRGDP-5.0223			
معادله ٢	dLRPOPC2	dLOPD21	-٠/٧١٦٦٣	٠/٥٩٩٠٧	-١/١٩٦٢
		dLRPOPC21	-٠/٠٥٠٢٥٦	٠/١٩١٩٦	-٠/٢٦١٨٠
		dLRGDP1	٠/٣٨٧٥٠	٠/٤١٧٠١	٠/٩٢٩٢٢
		(ecm1(-1	٠/٠١١٣٣٦	٠/١٤١٧٢	٠/٠٧٩٩٩٣
عبارت تصحيح خطا		ecm1=-.31090LOPD2+.19375LRPOPC2+.52008LRGDP-5.0223			
معادله ٣	dLRGDP	dLOPD21	-٠/٤٠١٥٩	٠/٢٤٧٧٥	-١/٦٢٠٩
		dLRPOPC21	-٠/١٤٦٣٩	٠/٠٧٩٣٩٠	-١/٨٤٣٩
		dLRGDP1	٠/٧٠٦٨٨	٠/١٧٢٤٦	٤/٠٩٨٧
		(ecm1(-1	٠/١٣٠٨٢	٠/٠٥٨٦٠٩	٢/٢٣٢٠
عبارت تصحيح خطا		ecm1=-.31090LOPD2+.19375LRPOPC2+.52008LRGDP-5.0223			

جدول(١٠):نتايج برآوردمدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده هاي نفتي درحالت چهارم

شرح	متغير وابسته	متغيرهاي توضيحي	ضريب	انحراف معيار	آماره t
معادله ١	dLOP2	INPT	-١/٢٦٤٠	٠/٣٠٥٧٨	-٤/١٣٣٩
		dLOPD21	-٠/٤١١٩٤	٠/١٩٣٣١	-٢/١٣٠٩
		dLRPOPC21	-٠/١٢٢١٤	٠/٠٥٨٥٤٤	-٢/٠٨٦٣
		dLRGDP1	٠/٥٣٧١٥	٠/١٣١١٢	٤/٠٩٦٧
		(ecm1(-1	-٠/١٨٨٦١	٠/٠٤٤١٢٩	-٤/٢٧٤١
عبارت تصحيح خطا		Ecm1=.19359LOPD2 -.23472LRPOPC2 -.63837LRGDP +.016330T			
معادله ٢	dLRPOPC2	INPT	٠/٤٤٨٧٣	٠/٩٩٢٦٨	٠/٤٥٢٠٤
		dLOPD21	-٠/٥٧٤٩٤	٠/٦٢٧٥٨	-٠/٩١٦١٣
		dLRPOPC21	-٠/٠٢٤٩٥٧	٠/١٩٠٠٦	-٠/١٣١٣١
		dLRGDP1	٠/٣٦١٩٨	٠/٤٢٥٦٦	٠/٨٥٠٤٠
		(ecm1(-1	٠/٠٦٣٨٤٠	٠/١٤٣٢٦	٠/٤٤٥٦٢
عبارت تصحيح خطا		Ecm1=.19359LOPD2 -.23472LRPOPC2 -.63837LRGDP +.016330T			
معادله ٣	dLRGDP	INPT	-٠/١٩٣٢٩	٠/٤١١٩١	-٠/٤٦٩٢٥
		dLOPD21	-٠/٣٤٥٧٢	٠/٢٦٠٤١	-١/٣٢٧٦
		dLRPOPC21	-٠/١١٧٧٠	٠/٠٧٨٨٦٥	-١/٤٩٢٥
		dLRGDP1	٠/٧١٦٤٤	٠/١٧٦٦٣	٤/٠٥٦٢
		(ecm1(-1	-٠/٠٣٢٤٥٨	٠/٠٥٩٤٤٦	-٠/٥٤٦٠٠
عبارت تصحيح خطا		Ecm1=.19359LOPD2 -.23472LRPOPC2 -.63837LRGDP +.016330T			

ضريب عبارت تصحيح خطا ٠/١٩- مي باشد. قدر مطلق مقدار ضريب عبارت تعديل، سرعت ملايمي از همگرايي به سمت تعادل بلند مدت را نشان مي دهد. به عبارت ديگر، در صورت وقوع شوك و انحراف از منحني تقاضاي بلند مدت، تقاضاي فرآورده هاي نفتي به سمت سطح تعادلي بلند مدت خود اصلاح مي شود بگونه اي كه در سال اول حدود ١٩% از خطاي پديد آمده اصلاح مي گردد.

در مدل هاي تصحيح خطاي برداري فوق، متغيرها به صورت لگاريتمي مي باشند. بنابراين ضرايب متغيرهاي قيمت و درآمد در رابطه بلند مدت، كشش قيمتي و درآمدي بلند مدت را نشان مي دهند.

مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق نيز، در حالتي كه صرفاً روابط كوتاه مدت آن شامل جزء ثابت باشند و همين طور در حالتي كه روابط كوتاه مدت شامل عرض از مبدأ و روابط بلندمدت در برگيرنده روند و عرض از مبدأ باشند، برآورد ونتايج آن در جداول (١١) و(١٢) منعكس شده است.

جدول(١١): نتايج برآورد مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق در حالت دوم

شرح	متغير وابسته	متغيرهاي توضيحي	ضريب	انحراف معيار	آماره t
معادله ١	dLED2	dLED21	٠/٤٤٨٩٣	٠/١٣٥٩٥	٣/٣٠٢٢
		dLRPEC21	-٠/٠٨٤١٦٨	٠/٠٤٤٣١٦	-١/٨٩٩٣
		dLRGDP1	٠/٢٠٩٧٣	٠/١١١٩١	١/٨٧٤٠
		(ecm1(-1	٠/١٣٨٦١	٠/٠٣٤٤٣٥	٤/٠٢٥٢
عبارت تصحيح خطا		ecm1=.64537LED2+.80060LRPEC2-1.5500LRGDP+6.7230			
معادله ٢	dLRPEC2	dLED21	٠/٣٦٠٦٨	٠/٤٨٧٥١	٠/٧٣٩٨٤
		dLRPEC21	-٠/١٣١٥١	٠/١٥٨٩٢	-٠/٨٢٧٥٣
		dLRGDP1	٠/٠٢٥٦٥٩	٠/٤٠١٣٢	٠/٠٦٣٩٣٨
		(ecm1(-1	-٠/٢١٢٢٢	٠/١٢٣٤٨	-١/٧١٨٦
عبارت تصحيح خطا		ecm1=.64537LED2+.80060LRPEC2-1.5500LRGDP+6.7230			
معادله ٣	dLRGDP	dLED21	-٠/٠٥٥٠٥٣	٠/٢٢١٤٥	-٠/٢٤٨٦٠
		dLRPEC21	-٠/٠٤٢٧٠١	٠/٠٧٢١٩٠	-٠/٥٩١٥١
		dLRGDP1	٠/٥٢٦٦٥	٠/١٨٢٣٠	٢/٨٨٨٩
		(ecm1(-1	٠/٠٧٤٣٥٢	٠/٠٥٦٠٩٣	١/٣٢٥٥
عبارت تصحيح خطا		ecm1=.64537LED2+.80060LRPEC2-1.5500LRGDP+6.7230			

Archive of SID

www.SID.ir

جدول(۱۲): نتايج برآورد مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق در حالت چهارم

شرح	متغير وابسته	متغيرهاي توضيحي	ضريب	انحراف معيار	آماره t
معادله ۱	dLED2	INPT	۱/۲۷٤٦	۰/۳۹۷۸۵	۳/۲۰۳۸
		dLED21	۰/٤۰۳۳۲	۰/۱۷٦۱۰	۲/۲۹۰۲
		dLRPEC21	-۰/۰٦۳۲۲۰	۰/۰٤٦۵۳۰	-۱/۳۵۸۷
		dLRGDP1	۰/۲۳۷۳۲	۰/۱۲۹٦۲	۱/۸۳۰۹
		(ecm1(-1	۰/۱۱٦٤۸	۰/۰۳٦٦۷۰	۳/۱۷٦٤
عبارت تصحيح خطا	ecm1=1.1948LED2+1.0236LRPEC2-2.2001LRGDP-.041643T				
معادله ۲	dLRPEC2	INPT	-٤/۵۱۳۸	۱/۱۸۹۱	-۳/۷۹٦۰
		dLED21	۱/۳۲۲۵	۰/۵۲٦۳٤	۲/۵۱۲۷
		dLRPEC21	-۰/۱۳۰۵۲	۰/۱۳۹۰۷	-۰/۹۳۸۵۰
		dLRGDP1	-۰/۵۱٤۱۸	۰/۳۸۷٤۰	-۱/۳۲۷۲
		(ecm1(-1	-۰/٤۱٦٤۹	۰/۱۰۹٦۰	-۳/۸۰۰۰
عبارت تصحيح خطا	ecm1=1.1948LED2+1.0236LRPEC2-2.2001LRGDP-.041643T				
معادله ۳	dLRGDP	INPT	۰/۹۷۱۰٤	۰/٦۰۷۵۰	۱/۵۹۸٤
		dLED21	-۰/۱۱۰۳۱	۰/۲٦۸۹۰	-۰/٤۱۰۲۰
		dLRPEC21	-۰/۰۳٦۵۸۱	۰/۰۷۱۰۵۰	-۰/۵۱٤۸٦
		dLRGDP1	۰/۵۸۲۰۲	۰/۱۹۷۹۲	۲/۹٤۰۷
		(ecm1(-1	۰/۰۹۰٤۳٦	۰/۰۵۵۹۹۳	۱/٦۱٤۹
عبارت تصحيح خطا	ecm1=1.1948LED2+1.0236LRPEC2-2.2001LRGDP-.041643T				

وجود روند در سري زماني لگاريتم تقاضاي برق، مشخص مي كند كه مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق از نظر متغيرهاي قطعي شبيه حالت چهارم است. در اين حالت، تمامي متغيرهاي مدل بجز dLRPEC21 از نظر آماري در سطح اطمينان ۹۵% معنادار هستند. شايد معنادار نبودن اين متغير به دليل آن است كه بعضي از مشاهدات مربوط به اين متغير در سالهاي ابتدايي دوره، مبتني بر نظر كارشناسي هستند. تمامي متغيرهاي رابطه كوتاه مدت از علامت صحيح برخوردارند.

۹- نتيجه‌گيري

نتايج آزمون ديكي - فولر تعميم يافته نشان مي‌دهد كه براساس معيارهاي شوارز - بيزين، حنان كوئين و آكائيك، تمام متغيرهاي مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي، برق و گازطبيعي، جمعي از مرتبه يك(I(۱ مي‌باشند. تفاضل مرتبه اول اغلب اين متغيرها در سطح اطمينان ۹۵% پايا است و تعداد اندكي از آنها نيز در سطح اطمينان ۹۰% پايا مي‌باشند. طول بهينه وقفه متغيرها در هر سه مدل تصحيح خطاي برداري، دو مي‌باشد.

در مدل‌هاي تصحيح خطاي برداري فرآورده‌هاي نفتي و برق، يك رابطه تعادلي بلندمدت پايا بين متغيرهاي مدل وجود دارد. در مدل تصحيح خطاي برداري طراحي شده براي گازطبيعي، هيچ رابطه تعادلي بلندمدت پايايي بين تقاضاي گازطبيعي با متغيرهاي كلان مؤثر بر آن، وجود ندارد. رابطه تعادلي بلندمدت تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي مشخص مي‌سازد كه كشش درآمدي تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي بالا و معادل ۳/۲۹۷ است. براساس ضرايب بردار همجمعي بين متغيرهاي تصحيح خطاي برداري تقاضاي برق نيز كشش قيمتي و درآمدي بلندمدت تقاضاي برق به ترتيب ۰/۸۵۷- و ۱/۸٤۱ و قدر مطلق كشش قيمتي بلندمدت تقاضاي برق قابل ملاحظه است.

اين مطلب دلالت بر آن دارد كه سياست قيمتي به طور بالقوه يك ابزار كنترل تقاضاي برق و افزايش صرفه‌جويي محسوب مي‌شود. ضريب تعديل انحرافات از رابطه تعادلي بلندمدت در مدل تصحيح خطاي برداري تقاضاي فرآورده‌هاي نفتي نيز ۰/۱۹- مي‌باشد. پايين بودن قدرمطلق ضريب تعديل نشان مي‌دهد كه سرعت همگرايي به سمت رابطه تعادلي بلندمدت كند است.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

۱- اداره بررسيهاي اقتصادي طرحها و برنامه ها، مديريت تأمين و توزيع، شركت ملي پخش فرآورده هاي نفتي ايران، " خبرنامه انرژي "، شماره ۲، آبان ۱۳۷٦.
۲- اداره حسابهاي اقتصادي، بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران، "حسابهاي ملي ايران، سالهاي مختلف".
۳- دفتر برنامه ريزي انرژي، معاونت امورانرژي، وزارت نيرو، " ترازنامه انرژي، سالهاي مختلف".
٤- گروه تحليل و انتشار آمار، مركز اطلاع رساني، معاونت برنامه ريزي، سازمان مديريت توانير، وزارت نيرو; "آمار تفصيلي صنعت برق ايران، سالهاي مختلف"، تهران.
٥- گروه تحليل و انتشار آمار، مركز اطلاع رساني، معاونت برنامه ريزي، سازمان مديريت توانير، معاونت امور برق، وزارت نيرو،"سي و چهارسال صنعت برق ايران در آيينة آمار(۱۳۷۹-۱۳٤٦) ".
٦- گروه تحليل و انتشار آمار، مركز اطلاع رساني، معاونت برنامه ريزي، سازمان مديريت توانير، وزارت نيرو، " صنعت برق ايران سالهاي مختلف"، تهران.
۷- مديريت اجرايي گاز، شركت ملي پخش فرآورده هاي نفتي ايران.
۸- مديريت تأمين و توزيع، شركت ملي پالايش و پخش فرآورده‌هاي نفتي ايران، "وضعيت تأمين و مصرف فرآورده‌هاي نفتي، ماههاي مختلف سال ۱۳۷۷"، تهران،۱۳۷۸.
۹- مديريت تأمين و توزيع، شركت ملي پخش فرآورده هاي نفتي ايران.
۱۰-نوفرستي، محمد (۱۳۷۸) ريشه واحد و همجمعي در اقتصادسنجي؛ تهران : مؤسسه خدمات فرهنگي رسا، 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- Hondroyiannis, George (2004) Estimating Residential Demand for Electricity in Greece; Energy Economic, Vol. 26, pp: 319-334.

16- Johansen. Sφren (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 Weiserbs, 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 trough 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 Forcast; 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 Chains Energy Import: An Empirical Analysis; Energy Policy, Vol. 35, pp: 4235-4246.

Archive of SID

www.SID.ir