شناسایی تأثیر محرک‌های مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی در جهت مدیریت مصرف با رویکرد ARDL

سید مهدی مصطفوی[۱]، امیر وطن دوست[۲]

چکیده

جایگاه ایران در حوزه انرژی در خاورمیانه و جهان و همچنین اهمیت استراتژیک منابع هیدروکربوری، مدیریت صحیح این منابع در فرآیند تولید تا مصرف در کشور را با توجه به شرایط خاص فعلی امری ضروری ساخته است. شناسایی تأثیر عوامل محرک و مؤثر در مصرف گاز طبیعی و به عبارتی مدیریت ساختارهای مصرفی در این حوزه سبب می‌شود که عرضه با تقاضا و فضای تولید نیز در کشور با اقتصاد مقاومتی همگام شود. فلذا برای مدل‌سازی تقاضای این حامل در بخش خانگی ایران در دوره ۱۳۶۰-۱۳۹۰، در این تحقیق روش خطی پارامتریک ARDL به کار گرفته شده است. متغیّرهای قیمت گاز و سرانه مصرف گاز خانگی، قیمت نفت سفید (کالای جانشین)، درآمد ملی سرانه و جمعیت ایران به عنوان متغیّر توضیحی، متغیّر وابسته را توضیح می‌دهند. نتایج نشان داده است که جمعیت کشور مؤثرترین عامل بوده و کشش‌های بلندمدت قیمتی و درآمدی تقاضای گاز در بخش خانگی به ترتیب ۰/۰۲۸۳۷۹- و ۰/۲۳۹۷۶ و ضریب تصحیح خطای ecm(-۱) برابر با ۰/۵۱۸۷۳- به دست آمده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت یارانه‌دهی شده گاز خانگی، در بلندمدت تأثیر بسیار کمی داشته و می‌توان با واقعی کردن و اجرای کامل هدفمندی یارانه‌ها تأثیر این عامل و کنترل مصرف را بیشتر کرد.

واژگان کلیدی: تقاضای گاز طبیعی، خود بازگشت با وقفه توزیعی، Ecm، اقتصاد مقاومتی

مقدمه

بررسی تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی کشور از چند جهت دارای اهمیت است؛ گسترش شبکه‌های گازرسانی داخلی نیاز به سرمایه‌گذاری‌های اولیه وسیعی دارد که تنها در صورت وجود تقاضای کافی برای آن توجیه‌پذیر خواهد بود. گاز خانگی در کنار بخش عمومی و تجاری یکی از بخش‌های عمده مصرف‌کننده نهایی انرژی در کشور است و سهم بزرگی از انرژی مصرفی آن را گاز طبیعی تشکیل می‌دهد. این بدان معناست که تحقق واقعی اقتصاد مقاومتی و اصولی شدن الگوهای مصرف مطابق با آن تنها با متعادل شدن مصرف در جهت افزایش تولید و صادرات به عنوان یک راهکار خنثی‌سازی فشارهای خارجی امکان‌پذیر است.

۱. استادیار دانشگاه فردوسی مشهد
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، گرایش اقتصاد انرژی دانشگاه فردوسی مشهد

Archive of SID
www.SID.ir

اهمیت دیگر بررسی بخش خانگی آن است که تقاضای گاز طبیعی به دلیل تغییرات فصلی دما دارای نوسانات زیادی است. شناسایی میزان مناسب ذخیره‌سازی گاز طبیعی، به جهت ضرورت تأمین گاز طبیعی مورد نیاز مخصوصاً برای مصارف گرمایشی در فصول سرد از یک سو و در سوی دیگر افزایش ریسک و مخاطرات ذخیره‌سازی با افزایش حجم ذخیره‌سازی نیز دلیلی دیگر بر بررسی تقاضای گاز طبیعی بخش خانگی است (صادقی و همکاران،۱۳۹۱).

بررسی تابع تقاضا به لحاظ پاسخگویی به نیاز و روند تغییرات آن از جانب متقاضیان از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین بررسی تقاضای یک کالا و خصوصاً یک حامل انرژی باید دربرگیرنده همه عوامل بیرونی تأثیرگذار بر آن کالا یا حامل انرژی و نیز ویژگی‌های ذاتی آن کالا و تقاضای آن کالا باشد. گاز طبیعی علاوه بر دارا بودن ویژگی‌های خاص کالایی (مانند دیگر کالاهای تجاری)، از خصوصیات خاص دیگری نیز برخوردار است. غیرقابل تجدید بودن این کالا و انحصار طبیعی حاکم بر صنعت گاز دو ویژگی عمده‌ای است که این کالا را از سایر کالاهای مصرفی مجزا می‌سازد.

هرگونه سیاستگذاری در زمینه گاز طبیعی به عنوان یک کالای واسطه‌ای و نهایی، می‌تواند بر اقتصاد کلان جامعه نیز تأثیر قطعی داشته باشد. ضرورت مطالعه تقاضای انرژی، محققین را بر آن داشت که با استفاده از تکنیک‌های متفاوت به بررسی و شناخت رفتار مصرف‌کنندگان انرژی بپردازند. استفاده از مدل‌های تقاضای انرژی، ابزار اصلی این کار می‌باشد و در این راستا متدولوژی‌های گوناگون برای ساخت مدل تقاضای انرژی وجود دارد.

مدل‌های تقاضای انرژی را می‌توان با در نظر گرفتن معیارهایی از قبیل اهداف، فروض، درجه توجه به تغییرات فن‌آوری، درجه درون‌زایی و دامنهٔ توصیف اجزاء بخش‌های غیرانرژی اقتصاد، تقسیم‌بندی نمود. در یک تقسیم‌بندی بر اساس روش‌شناسی، روش‌های آماری، روش‌های اقتصادسنجی، روش‌های تجزیه و تحلیل فرآیند – روش‌های مهندسی و روش‌های ترکیبی سنجی – مهندسی برای تقاضای انرژی مورد استفاده‌اند(امینی هرندی و همکاران، ۱۳۸٦).

پیشینه

برابک[۱] و همکاران (۲۰۰۸) تقاضای گاز مصرفی روزانه را برای مصرف‌کنندگان انفرادی و با استفاده از روش اثرات ترکیبی غیرخطی در جمهوری چک پیش‌بینی و با ARIMAX و ARX مقایسه کردند.

کرمانی (۲۰۱۰) در مقاله‌ای از روش PSO برای پیش‌بینی بلندمدت گاز طبیعی مصرفی در ایران استفاده کرد. متغیّرهای مورد استفاده در این مقاله؛ جمعیت، میانگین دمای حداقل، تقاضای سالانه گاز، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، درآمد ملی و GDP با داده‌های یک دروه ۳٤ ساله (۱۹۷۳ تا ۲۰۰٦) بوده است. سه مدل خطی و یک مدل غیرخطی در این مقاله مورد آزمون قرار گرفته‌اند که مدل‌های خطی دارای درصدهای متوسط خطای ۸۵/۷، ٦۱/۲ و ٤/۰۲ و مدل غیرخطی دارای درصد متوسط خطای ۵/۲ بوده است.

۱. Brabec et al

Archive of SID
www.SID.ir

صادقی و ذوالفقاری (۱۳۸۸) به طراحی روشی نوین در تخمین تابع تقاضای گاز کوتاه‌مدت در بخش خانگی پرداختند و ضمن استفاده از روش تلفیقی خطی ARIMA و غیرخطی شبکه‌های عصبی، عوامل مؤثر بر تابع تقاضای روزانه را برشمردند.

ابوالحسنی (۱۳۹۰) تقاضای فصلی را در بخش‌های مختلف خانگی - تجاری، صنعت و نیروگاهی با دو روش شبکه عصبی (GMHD) و ARIMA برآورد و مقایسه کرده است.

دانتاما[۱] و همکاران (۲۰۱۲) در مقاله‌ای به بررسی اثر مصرف انرژی برق، زغال سنگ و دو سوخت مشتق شده از نفت بر رشد اقتصادی نیجریه برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ با استفاده از روش ARDL پرداختند و به این نتیجه رسیدند که زغال سنگ اثر منفی و به لحاظ آماری کوچکی روی رشد اقتصادی این کشور دارد. سایر حامل‌ها دارای اثر مثبت و به لحاظ آماری معناداری روی متغیّر وابسته هستند.

ابونوری و مشرفی (۱۳۸۱) به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین تورم، نرخ ارز و قیمت نفت با شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی با استفاده از روش ARDL برای داده‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ پرداخته و آن را تأیید کردند. ضمن اینکه این سه متغیّر اثر معنادار مثبت بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی داشته‌اند.

هوشمند و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای کشش‌های تولید به تفکیک عامل سرمایه انسانی و دیگر عوامل تولید را به منظور شناسایی اهمیت سرمایه انسانی در مقایسه با سرمایه فیزیکی بخش دولتی و بخش خصوصی برآورد کردند. همچنین مدلMRW از سرمایه انسانی برای اقتصاد ایران با استفاده از روش الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی برآورد شده است. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی از کشش تولید نسبت به سرمایه فیزیکی بخش دولتی و خصوصی بیشتر است. ماندگانی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای مهمترین متغیّرهای اقتصاد کلان مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با استفاده از آمارهای سری زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸٦ و با بهره‌گیری از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی اندازه‌گیری و مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که با سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و کنترل رشد جمعیت و تنش‌زدایی از سیاست داخلی و خارجی می‌توان نابرابری درآمد را کاهش داد. لطفعلی‌پور و همکاران(۱۳۹۱) رابطه بلندمدت بین متغیّرهای انتشار دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی و آزادی تجاری را با استفاده از داده‌های ۱۹٦۵ تا ۲۰۰۹ و تکنیک ARDL آزموده و با استفاده از مدل خاکستری (GM) انتشار کربن برای دوره ۲۰۱۰-۲۰۲۰ پیش‌بینی کردند.

در تحقیق حاضر به بررسی تابع تقاضای سالانه گاز طبیعی ایران و نیز کشش قیمتی و درآمدی تقاضای گاز پرداخته می‌شود. در ادامه ابتدا مبنای نظری تکنیک مورد استفاده در تحقیق بیان و سپس الگو برآورد می‌شود. سپس نتایج بحث و تفسیر می‌گردد.

روش کار

۱. Dantama

Archive of SID
www.SID.ir

در این تحقیق پنج متغیّر توضیحی مورد استفاده است که داده‌های متغیّرهای مصرف کل گاز بخش خانگی، متوسط قیمت گاز و سرانه مصرف گاز در بخش خانگی از شرکت ملی گاز ایران، قیمت نفت سفید و جمعیت کشور از مرکز آمار ایران دریافت گردیده است که با الگوی خود توضیح با وقفه توزیعی مدل‌سازی می‌شود.

در علم اقتصاد به ندرت وابستگی یک متغیّر وابسته به متغیّرهای توضیحی، آنی و فوری است. در بسیاری از موارد تبعیت Y از تغییرات X با یک تأخیر زمانی حاصل می‌شود که این تأخیر زمانی وقفه است.

الگوی پویای ARDL یا الگوی خود رگرسیونی با وقفه توزیعی در هندری، پاگان و سارگان[۱] معرفی شده است (ابونوری و مشرفی، ۱۳۸۱). مدلARDL عمومی با p وقفه در y و q وقفه در هر یک از k توضیح دهنده (Regressors) به صورت ARDL(p,q;k) نشان داده می‌شود و برای از میان بردن تورش احتمالی، تعداد وقفه‌های بهینه را برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده به کمک یکی از ضوابط آکائیک[۲](AIC)، شوارتز- بیزین[۳](SBC)، حنان-کوئین[۴](HQC) و یا ضریب تعیین مشخص می‌کند.

این الگو پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته و منجر به برآورد ضرایب الگو با دقت بیشتری می‌شود. در این مدل، تغییرات کوتاه و بلندمدت متغیّر وابسته به ازای یک تغییر در متغیّرهای توضیحی تمیز داده می‌شود و برای تخمین کشش‌های قیمتی، درآمدی و جانشینی کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توان از این مدل استفاده کرد. تخمین‌های این روش به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا هستند. در این روش، می‌توان بدون در نظر گرفتن این نکته که متغیرهای ما I(۱) هستند یا I(۰) و یا ترکیبی از هر دو، آن را به کار برد (تنها با متغیرهای I(۱) و I(۰) به کار می‌رود) و خواص نمونه کوچک در روش ARDL به مراتب برتر از روش‌هایی چون جوهانسون و جوسیلیوس است (دانتاما و همکاران، ۲۰۱۲).

برآورد الگو

فرم کلی این مدل به صورت زیر است:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۱)$$

که در این الگو روابط زیر وجود دارد:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_p L^p$$
$$(L,q_i) = b_i + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \qquad i = 1,2,...,K \qquad (۲)$$

در این روابط (L) عملگر وقفه، (w) برداری از متغیّرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیّرهای مجازی، روند زمانی یا متغیّرهای برون‌زای با وقفه ثابت، (k) تعداد متغیّرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، (p)

۱ .Hendry, Pagan, & Sargan
۲. Akaike Information Criterion
۳. Schwaez-Bayesian Criterion
۴. Hannan-Quinn Criterion

Archive of SID
www.SID.ir

تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیّر وابسته مدل و (q) تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیّرهای توضیحی مدل می‌باشد. معادله φ با استفاده از نرم افزار microfit برآورد می‌شود. این نرم افزار معادله مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $q_i = ۰,۱,۲,...m$ و p و $i =۱,۲,...k$ یعنی تعداد $(m+۱)^{k+۱}$ رگرسیون مختلف تخمین می‌زند. پسران و شین معیار شوارتز -بیزین را برای تعیین وقفه‌های بهینه‌ی مدل پیشنهاد می‌کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست داده شود(هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷). در روش یوهانسن، برای کل متغیرها وقفهٔ یکسانی انتخاب می‌شود. درحالی که در روش ARDL برای تک تک متغیرها وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود.

استفاده از روش‌های اقتصادسنجی در کارهای تجربی بر این مبنا می‌باشد که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده ایستا هستند. ناپایایی سری‌های زمانی، منجر به رگرسیون جعلی می‌شود؛ به طوری که آزمون‌های F و t و $R^۲$ اعتبار خود را از دست می‌دهد. قبل از برآورد مدل، به منظور حصول اطمینان از عدم هم‌جمعی متغیرها از مرتبه ۲، برای متغیرها آزمون پایایی انجام می‌شود(تشکینی، ۱۳۸٤). برای این کار از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده و برای تعیین تعداد وقفه‌ها از معیار شوارتز – بیزین استفاده شده است.

برآورد رابطه بلندمدت

ضریب بلندمدت متغیرهای توضیح دهنده براساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(۱,q_i)}{۱-\hat{\phi}_۱(۱,p)} = \frac{\hat{b}_{io}+\hat{b}_i+...+\hat{b}_{iq}}{۱-\hat{\phi}_۱...-\hat{\phi}_p} \qquad i = ۱,۲,...k$$

(۳)

حال برای بررسی این که رابطهٔ بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست به روش زیر عمل می‌کنیم و فرضیه زیر را مورد آزمون قرار می‌دهیم.

$$H_۰ = \sum_{i=۱}^{P}\phi - ۱ \geq ۰$$
$$H_۱ = \sum_{i=۱}^{P}\phi - ۱ < ۰$$

(٤)

فرضیهٔ صفر بیانگر عدم وجود رابطهٔ بلندمدت است؛ چون شرط آن که رابطهٔ پویای کوتاه‌مدت، به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضریب با وقفهٔ متغیر وابسته کمتر از یک باشد. محاسبهٔ کمیت t برای انجام آزمون مورد نظر به این صورت است که باید عدد یک از مجموع ضریب با وقفهٔ متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضریب مذکور تقسیم شود.

Archive of SID

www.SID.ir

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S\hat{\phi}_i}$$

(۵)

در این رابطه s انحراف معیار ضریب با وقفهٔ متغیر وابسته را نشان می‌دهد. اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. با تأیید وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها، می‌توان از الگوی تصحیح خطا استفاده نمود (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۱).

برآورد الگوی تصحیح خطا

روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی انحراف کوتاه‌مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، الگوی تصحیح خطا ECM را برای رابطهٔ بلندمدت تنظیم و برآورد می‌کند. مدل تصحیح خطا، نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیّرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. اگر دو متغیّر X_t و Y_t هم‌جمع باشند؛ بدان معنی است که رابطه تعادلی بلندمدتی بین آنها برقرار است؛ هر چند که در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد. در این صورت، جمله‌ای با عنوان خطای تعدیل به صورت

$$y_t = \beta x_t + u_t \rightarrow u_t = y_t - \beta x_t$$

(۶)

حاصل شود که می‌تواند برای پیوند رفتار کوتاه‌مدت y_t با مقادیر بلندمدت آن مورد استفاده قرار گیرد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

(۷)

در این الگو $\hat{u}_{t-1}$ تصحیح خطای جمله خطای تعادل (ECM)[1] دوره قبل است. اگر وجود رابطهٔ بلندمدت اثبات شود، آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جملهٔ تصحیح خطا ECM $(1-)$ است، که نشان دهندهٔ سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. اگر این ضریب z درصد باشد، یعنی در صورت وارد آمدن هرگونه شوک بر الگو، در هر دوره تنها z درصد از نوسانات موجود دوره قبل (خطای عدم تعادل) تعدیل می‌شود. پس اگر z کم باشد، تعدیل مجدد عدم تعادل به وجود آمده در الگو، به علت سرعت پایین، مدت‌ها به طول می‌انجامد. انتظار می‌رود علامت این متغیّر منفی و مقدار آن بین صفر و ۱- باشد.

بررسی پایایی متغیّرها

نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر در جدول شماره ۱ آمده است. نتایج بررسی ایستایی متغیّرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای

۱. Error Correcting Term.

Archive of SID
www.SID.ir

تمامی متغیّرها و در تمامی سطوح بحرانی رد نشده است. با تکرار آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیّرها، تمامی متغیّرها فرض صفر را رد کرده و پایا شده‌اند. با توجه به جدول شماره ۱، همه متغیّرها در سطح احتمال ۹۵٪ ناپایا و در نتیجه I(۱) هستند. بنابراین تخمین رابطه بین آنها با روش OLS به رگرسیون کاذب منجر می‌شود. همچنین به دلیل برتری خواص روش ARDL در نمونه‌هایی با حجم کوچک نسبت به روش جوهانسون و جوسیلیوس، در این تحقیق از روش ARDL استفاده می‌شود.

رابطه کوتاه‌مدت بین متغیّرها

نتایج حاصل از تخمین مدل پویا در کوتاه‌مدت که با در نظر گرفتن تعداد وقفه مناسب با استفاده از معیار شوارتز – بیزین انجام شده، در جدول شماره ۲ آمده است. با توجه به این معیار، مدل ARDL(۱,۰,۱,۱,۰,۲) برای دو وقفه انتخاب شده است. با توجه به این مدل، مقدار ضریب تعیین R^2، از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل حکایت دارد. به طوری که ۹۷ درصد از تغییرات در مصرف گاز طبیعی خانوارهای ایران، توسط متغیّرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. همچنین برای وجود یا عدم وجود خودهمبستگی در مدل، از D-W استفاده می‌شود که این عدد در مدل انتخابی برابر با ۱/۹۹ بوده و فرض وجود خودهمبستگی در مدل را رد می‌کند. آزمون‌های تشخیص برای فروض کلاسیک نیز نشان می‌دهد که به دلیل بیشتر بودن Prob (عدد داخل پرانتز) از سطح ۵٪، دلیلی برای نقض فروض کلاسیک وجود ندارد و این چهار فرض در مدل تخمین زده شده نقض نمی‌شود. علاوه بر اینها، ضرایب متغیّرهای مدل کوتاه‌مدت به جز متغیر لگاریتم جمعیت ایران، به لحاظ آماری معنادار هستند. چرا که درصد احتمال این ضرایب کمتر از ۵٪ است و علامت این ضرایب نیز قابل انتظار بوده و تأیید می‌شود.

ارتباط بلندمدت بین متغیّرها

برای تعیین وجود رابطه بلندمدت، آماره مطابق با معادله (۵)، محاسبه شد و عدد ۸/۰۹۷- به دست آمده است و چون این عدد به صورت قدر مطلق، بزرگتر از مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر (٤/٦-) در سطح ۹۵٪ است، بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸٤). پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت در میان متغیّرهای مذکور، رابطه بین آنها برآورد شده است که معادله زیر را رقم می‌زند:

$$LTC = -٤٠/٨١٢٦ + ٠/٤٧٤٦٦ *LPCC - ٠/٠٢٨٣٧٩ *LPNG + ٠/٢٥٧٤٢ *LPK + ٠/٢٣٩٧٦ *LPCI + ١٠/٥٧٤٦ *LPP - ٠/١٠١٨٣ *T \quad (٨)$$

مطابق با اعداد جدول شماره ۳، ضرایب مدل بلندمدت دارای درصد احتمال‌های کمتر از ۵٪ بوده و به لحاظ آماری معنادار هستند. علامت این ضرایب هم قابل انتظار می‌باشد.

ضریب متغیّر لگاریتم سرانه مصرف گاز در بخش خانگی نشان می‌دهد که با یک درصد افزایش در این متغیّر، متغیّر وابسته به میزان ۰/٤٧٤٦٦ درصد افزایش می‌یابد. کشش قیمتی تقاضای گاز هم معادل

Archive of SID

www.SID.ir

۰/۰۲۸۳۷۹- است که نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی در قیمت گاز در بخش خانگی، لگاریتم مصرف کل در بخش خانگی به میزان عدد یاد شده کاهش خواهد یافت که حاکی از تأثیرگذاری بسیار کم این متغیّر در بلندمدت است. این معادله همچنین بیانگر این است که تغییر یک درصدی در قیمت نفت سفید به عنوان کالای جانشین، مصرف کل این بخش را ۰/۲۵۷۴۲ درصد افزایش می‌دهد. کشش درآمدی تقاضای گاز بخش خانگی ایران برابر با ۰/۲۳۹۷۶ است که از تأثیرگذاری مثبت درآمد بر مصرف حکایت دارد که مورد انتظار بوده است. نهایتاً جمعیت ایران به عنوان مؤثرترین متغیّر توضیح دهنده با ضریب ۱۰/۵۷۴۶ در معادله ظاهر شده است.

برآود مدل تصحیح خطا (ECM)

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا که در جدول ٤ نشان داده شده است، بیانگر سرعت بالای مدل در تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت است. به عبارت دیگر ضریب ecm(-۱) برابر با ۰/۵۱۸۳۷-، به معنی تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت متغیّرهای مدل به سمت تعادل بلندمدت آنها در هر دوره به میزان عدد یاد شده است.

$$LTC = -۲۱/۱۵۵۸*dC + ۰/۰۵۹۹۰۳۱*dLPNG + ۰/۰۶۳۵۶۸*dLPK + ۰/۱۲٤۲۹*dLPCI + ۹/۱۷۲۹*dLPP_t + ۲۱/٦۱٤٤*dLPP_{t-۱} - ۰/۰۵۲۷۸٦*dT - ۰/۵۱۸۳۷*ecm(-۱) \quad (۹)$$

در این الگو همچنین ضرایب از لحاظ آماری معتبر بوده و از لحاظ معناداری علامت‌ها هم مورد تأیید هستند.

آزمون‌های ثبات و تشخیص

لوکاس در سال ۱۹۷٦ بیان می‌کند که پارامترهای تخمین زده شده در یک الگوی اقتصادی نسبت به تغییرات ناشی از سیاست گذاری‌های اقتصادی واکنش نشان داده و بی‌ثبات می‌شوند. انتقاد لوکاس در واقع تأکید بر لزوم امکان عدم ثبات ضرایب برآورد شده در الگوها است. به منظور بررسی ثبات مدل و تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری در مدل، از آزمون‌های مجذور تجمعی (CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUMSQ) که در ادبیات اقتصادسنجی دارای قدمت طولانی است، استفاده می‌شود. پسران در سال ۱۹۹۷، به کارگیری آزمون‌های فوق را برای تعیین ثبات ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل تصحیح خطا پیشنهاد می‌کند. در این آزمون‌ها، فرضیه صفر مبنی بر ثبات پارامترها در سطح معنادار ۵٪ مورد آزمون قرار می‌گیرد. فاصله اطمینان در این آزمون‌ها، دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنان چه آماره آزمون در بین این دو خط قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. از آنجا که این امر در مدل تأیید می‌شود، ثبات دائمی بلندمدت برای مدل نیز قابل قبول است. نمودارهای ۱ و ۲ به ترتیب نشان دهنده آزمون‌های مجذور تجمعی و مجموع مجذور تجمعی باقیمانده‌ها است.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه‌گیری

بخش خانگی ایران به عنوان بزرگ‌ترین مصرف‌کننده حامل انرژی گاز طبیعی، از عوامل و متغیّرهای توضیح دهنده بسیاری تأثیر می‌پذیرد که لحاظ کردن آنها در مدل‌سازی تقاضای این بخش باعث می‌شود تا حجم دقیقی از نیاز این بخش قابل تخمین و پیش‌بینی باشد. پیش‌بینی‌های دقیق از طرفی باعث می‌شود که تولیدکنندگان و سیاستگذاران بخش انرژی پاسخگوی نیاز این بخش باشند و متناسب با نیاز کل بخش‌ها، صادرات را افزایش دهند. از طرفی دیگر با کنترل عامل یا عامل‌هایی که قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برای مصرف بخش خانگی دارند، می‌توان نیاز روزافزون این بخش را کنترل و کاهش داد. این مقاله نشان داد که متغیّر جمعیت ایران بیشترین تأثیر را با داشتن بالاترین ضریب توضیح دهندگی و قیمت گاز کمترین تأثیر را داشته‌اند. اگر قیمت گاز را واقعی ساخت و هدفمندی را به طور کامل اجرا نمود، مصرف بر اساس تئوری اقتصادی، روند نزولی را در بخش خانگی دنبال خواهد کرد. بنابراین، برنامه‌ریزی دقیق برای تولید، افزایش تولید و صادرات و کاهش مصرف به عنوان مؤلّفه‌های اقتصاد مقاومتی در زمینه انرژی تحقق خواهند یافت.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مآخذ

- ابوالحسنی، معصومه(۱۳۹۰)، **پیش‌بینی تقاضای فصلی گاز طبیعی در ایران جهت تخمین سرمایه‌گذاری در قله سایی**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- ابونوری، اسمعیل و مشرفی، گلاله(۱۳۸۱)، **اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدل ARDL**، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی.
- امینی هرندی، محمد هادی؛ وطنی، علی و ترحمی، علیرضا(۱۳۸٦)، **بررسی طرف‌های عرضه و تقاضای گاز طبیعی ایران و ارائه تابع تقاضا**، ارائه شده در ششمین همایش ملی انرژی، تهران.
- تشکینی، احمد(۱۳۸٤)، **اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit**، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول.
- صادقی، حسین؛ مهرگان، نادر و امانی، مسعود(۱۳۹۱)، **استفاده از روش روز درجه در برآورد تقاضای گاز طبیعی بخش خانگی ایران: با رویکرد پانل دیتا**، فصلنامه مطالعات اقتصادی، ۹ (۳۲): ۱۸۷ – ۱٦۹.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و بسطام، مرتضی(۱۳۹۱)، **بررسی مسائل زیست‌محیطی و پیش‌بینی انتشار دی‌اکسید کربن در اقتصاد ایران**، فصلنامه علمی – پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، ۱ (۳): ۱۰۹-۸۱.
- ماندگانی، سجاد؛ افقه، سید مرتضی و نامور، احسان، (۱۳۹۰)، **برآورد اثرات متغیّرهای اقتصادی کلان بر نابرابری توزیع درآمد در ایران**، فصلنامه علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی، ۱۲ (٤٦).
- هوشمند، محمود؛ شعبانی، محمدعلی و ذبیحی، اعظم(۱۳۸۷)، **نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگو خود بازگشت با وقفه توزیعی**، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۵ (۲): ۸۳- ٦۳.
- Brabec, M; Konár, O; Pelikán, E, & Malý, M. (۲۰۰۸). **A nonlinear mixed effects model for the prediction of natural gas consumption by individual customers**, International Journal of Forecasting, ۲٤: ٦٥۹–٦۷۸
- Dantama,Y. U; Abdullahi Y.Z, & Inuwa, N. (۲۰۱۲). **Energy consumption-economic growthnexus in nigeria**: An empirical assessment based on ARDL bound test approach.
- Kermani, Ebrahim. (۲۰۱۰). **Modeling and forecasting long term natural gas (NG) consumption in Iran**, using particle swarme optimization (PSO).

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست‌ها

جدول شماره ۱: بررسی پایایی متغیّرهای الگو در حالت سطح بر اساس آزمون ADF			
متغیّرهای الگو در سطح صفر			
متغیّر	آماره ADF		در سطح احتمال ۹۵٪
	با عرض از مبدا*	با عرض از مبدا و روند**	
TC	۲/۵۵	۲/۰۸	ناپایا
PCC	۲/۲۳	۳/٦	ناپایا
PNG	۱/۹۸	۱/٤٥	ناپایا
PK	۱/۱۹	۱/٤٥	ناپایا
PCI	۰/۰۹	۲/۰٥	ناپایا
PP	۱/۹٦	۳/۹۸	ناپایا
متغیّرهای الگو در سطح یک			
DTC(۲)	۳/٤	٤/۱٦	پایا
DPCC	٦/٥۸	۷/٤٥	پایا
DPNG	٥/۲٥	٥/٥۹	پایا
DPK	۳/۹٤	٤/٥٦	پایا
DPCI(٦)	۳/۸٥	۳/٦۷	پایا
DPP(٦)	۳/٤۲	٥/۳۲	پایا
* مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ۲/۹۷ است. ** مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ۲/۵۸ است.			

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره ۲: نتایج حاصل از آزمون همگرایی مدل پویای ARDL(۱,۰,۱,۱,۰,۲)				
متغیّر	ضریب	انحرف معیار	آماره t	سطح احتمال
LCT(-۱)	۰/٤٨١٦٣	۰/۰٦٤۰۱۹	۷/۵۲	۰
LPCC	۰/۲٤٦۰۵	۰/۰٦۷۲۹۲	۳/٦٦	۰/۰۰۲
LPNG	-۰/۰۵۹۰۳۱	۰/۰۲۱۷۲۹	-۲/۷۲	۰/۰۱۵
LPNG(-۱)	-۰/۰۷۳۷٤۲	۰/۰۲٦٦۹	-۲/۷٦	۰/۰۱۳
LPK	۰/۰٦۳۵٦۸	۰/۰۲۰۹۰٦	۳/۰٤	۰/۰۰۷
LPK(-۱)	۰/۰٦۹۸٦۹	۰/۰۱۹۹٤۸	۳/۵	۰/۰۰۳
LPCI	۰/۱۲٤۲۹	۰/۰٤۷۱۳۱	۲/٦٤	۰/۰۱۷
LPP	۹/۱۷۲۹	٤/٦۳۵	۱/۹۸	۰/۰٦٤
LPP(-۱)	۲۵/۳۰۵۸	۸/۷۳٦۹	۲/۹	۰/۰۱۰
LPP(-۲)	۲۱/٦۱٤٤	۵/۰۵٦۱	٤/۲۸	۰/۰۰۱
C	-۲۱/۱۵۵۸	۲/۸٦۷٦	-۷/۳۸	۰
T	-۰/۰۵۲۷۸٦	۰/۰۰۹۰۲۸۱	-۵/۸۵	۰
R^2-BAR = ۰/۹۹۹۸۱		DW = ۱/۹۹		R^2 = ۰/۹۹۹۸۹

آزمون	آماره LM	احتمال	نتیجه
عدم وجود خود همبستگی	۰/۱۹۹	۰/۹۸۹	تأیید H.
تصریح صحیح (رمزی)	۰/۲۸۵	۰/۵۹٤	تأیید H.
نرمال بودن توزیع جملات پسماند	۹/۳۸	۰/۳۲۹	تأیید H.
واریانس ناهمسانی	۱/۲۲	۰/۲٦۹	تأیید H.

جدول شماره ٤: نتایج آزمون تصحیح خطای مدل ARDL(۱,۰,۱,۱,۰,۲)				
متغیّر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	سطح خطا
dLPCC	۰/۲٤٦۰۵	۰/۰٦۷۲۹۲	۳/٦۵٦٤	۰/۰۰۲
dLPNG	-۰/۰۵۹۹۰۳۱	۰/۰۲۱۷۲۹	-۲/۷۱٦۷	۰/۰۱۳
dLPK	۰/۰٦۳۵٦۸	۰/۰۲۰۹۰٦	۳/۰٤۰٦	۰/۰۰٦
dLPCI	۰/۱۲٤۲۹	۰/۰٤۷۱۳۱	۲/٦۳۷۰	۰/۰۱٦
dLPP	۹/۱۷۲۹	٤/٦۳۵۰	۱/۹۷۹۰	۰/۰٦۲
dLPP۱	۲۱/٦۱٤٤	۵/۰۵٦۱	٤/۲۷٤۹	۰
dc	-۲۱/۱۵۵۸	۲/۸٦۷٦	-۷/۳۷۷۵	۰
dT	-۰/۰۵۲۷۸٦	۰/۰۰۹۰۲۸۱	-۵/۸٤٦۹	۰
Ecm(-۱)	-۰/۵۱۸۳۷	۰/۰٦٤۰۱۹	-۸/۰۹۷۱	۰

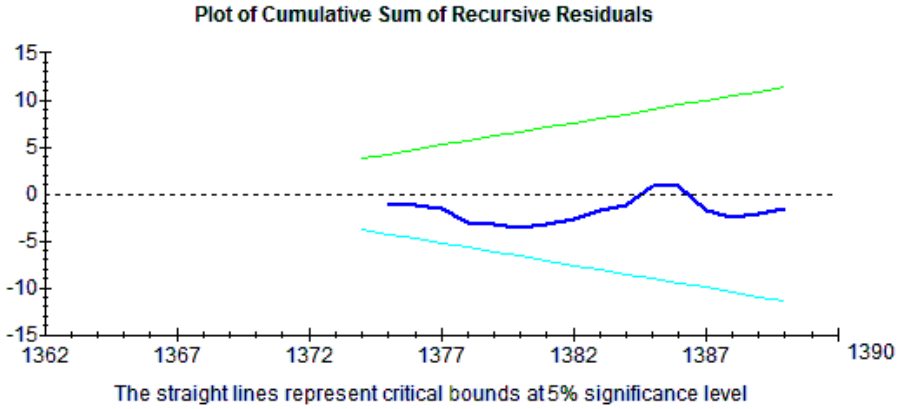
Archive of SID

www.SID.ir

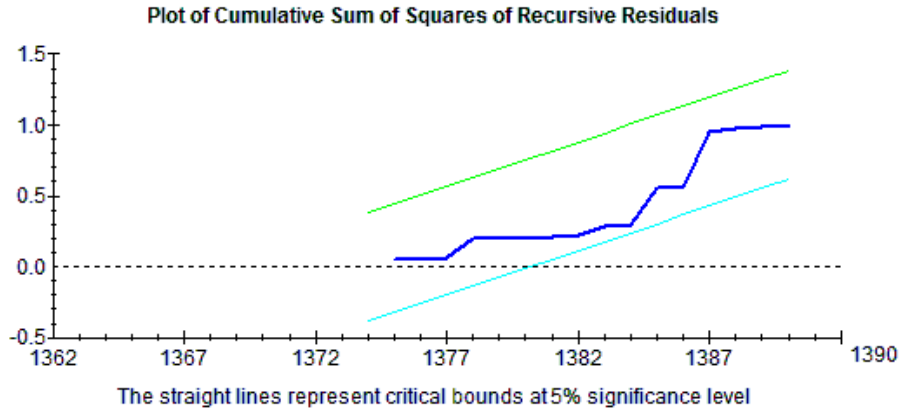
DW = ۱/۹۹	R^2-BAR = ۰/۹۶	R^2 = ۰/۹۷

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار شماره۱: آزمون CUSUM مربوط به ثبات ساختاری مدل



نمودار شماره ۲: آزمون CUSUMSQ مربوط به ثبات ساختاری مدل



www.SID.ir