فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال هشتم، شماره ۱ «پیاپی ۲۵»، بهار ۱۳۹۳، صفحات ۱۱۳-۱۰۱)

برآورد تابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت گاز طبیعی در بخش خانگی

محمد بابازاده،* خلیل قدیمی دیزج، وحید قربانی+**

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۷

چکیده

مصرف بالای گاز طبیعی در بخش خانگی یکی از معضلات اقتصادی کشور می‌باشد. متوسط رشد سالانه مصرف گاز طبیعی ۹/۹ درصد در طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۸ است. آگاهی و شناخت درست از عوامل موثر بر تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند زمینه را برای اتخاذ سیاست‌های مناسب در این حوزه فراهم آورد. در این مقاله از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و مدل تصحیح خطا جهت برآورد تابع تقاضا در طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۸ استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که جانشینی بین گاز طبیعی و برق در بخش خانگی وجود ندارد؛ رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع تقاضای گاز طبیعی تأیید می‌گردد؛ کشش قیمتی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از نظر آماری معنادار نبوده و کشش درآمدی آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۶۲۷ و ۰/۸۸ می‌باشد.

طبقه‌بندی JEL: C51, C22, C13

واژگان کلیدی: الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، مدل تصحیح خطا، هم‌جمعی، گاز طبیعی.

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، گروه اقتصاد، فیروزکوه، ایران (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: hmdbabazadeh@yahoo.com

** مربی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد فیروزکوه، گروه اقتصاد، فیروزکوه، ایران، پست الکترونیکی: gadimi_khalil@yahoo.com

+ کارشناس ارشد اقتصاد انرژی

۱. مقدمه

یکی از مسایل مهم دنیای امروزی، ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضای حامل‌های انرژی می‌باشد. در این میان گاز طبیعی به عنوان مهم‌ترین حامل انرژی و به دلیل مصرف در بیش‌تر بخش‌های اقتصادی جامعه (خانگی، صنعتی، تجاری، حمل و نقل، کشاورزی و عمومی) از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشند. محدودیت حامل‌های انرژی تجدید ناپذیر از یک سو و رشد جمعیت جهان (که ارتباط نزدیکی با مصرف گاز طبیعی دارد) از سوی دیگر، این مساله را حساس‌تر نموده است. مساله فوق در مورد کشورهای در حال توسعه خصوصاً ایران بنا به دلایل : الف- نرخ رشد بالای جمعیت ب- محدودیت سرمایه‌گذاری ج- مشکلات فنی در بخش‌های تولید، انتقال و توزیع ازحساسیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. تمامی موارد یاد شده اهمیت ایجاد تعادل عرضه و تقاضای گاز طبیعی در کشور را نشان می‌دهد. یکی از نکات مهم جهت برقراری تعادل، اطلاع از کشش‌های قیمتی و درآمدی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.

جهت برآورد کشش‌ها، در مطالعه فوق تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت گاز طبیعی در بخش خانگی تخمین زده شده است. در تخمین مدل‌ها از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. تخمین مدل‌های یاد شده امکان بررسی وضعیت مصرف و قیمت گاز طبیعی در بخش خانگی و در سطح کشور را میسر می‌سازد و نیز می‌توان تاثیرات بلندمدت و کوتاه مدت متغیرهای موثر بر تقاضای گازطبیعی را مورد بررسی قرار داد.

۲. ادبیات موضوع

خلاصه نتایج مطالعات داخلی و خارجی در مورد توابع تقاضای گاز طبیعی به تفکیک نام محقق، کشوری که در آن مطالعه صورت پذیرفته، روش برآورد توابع تقاضا و نهایتاً نتایج مطالعات برحسب کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضا در جدول زیر گزارش گردیده است.

جدول ۱. مروری بر مطالعات داخلی و خارجی پیشین

محقق	کشور	روش برآورد	کشش قیمتی	کشش درآمدی
صادقی، مهرگان، امانی (۱۳۹۱)	ایران	پانل دیتا		
امامی‌میبدی، محمدی، سلطان العلمایی (۱۳۸۹)	ایران	فیلتر کالمن	-۰/۰۹۸	۰/۱۱٤
فلاحتی (۱۳۸۸)	ایران - کرمانشاه	ECM	-۰/٦٦ و -۰/۲۸	-۰/۷۹ و -۰/۵۲
مهرگان، قربانی (۱۳۸۸)	ایران	ARDL		
کشاورزی حداد و میر باقری جم (۱۳۸٦)	ایران	STSM	بلندمدت : -۰/۱۳	بلندمدت : ۰/۱۷
مشیری و شاهمرادی (۱۳۸٤)	ایران	مدل تلفیقی	تهران : -۰/۹٦ اصفهان : -۰/۷٦	بین صفر و یک
لطفعلی پور و باقری (۱۳۸۲)	ایران	AR	بین صفر و یک	بین صفر و یک
Bernstein R., Madlener, R. (2011)	کشورهای OECD	ARDL	-۰/۵۱	۰/۹٤
Erkan Erdogdu (2010)	ترکیه	ARIMA	کم کشش	با کشش
Joutz and Trust(2007)	ایالات متحده	Dynamic Model	-۰/۳۳ ، -۰/۱۹	-
Berkhout, P.H.G., & Ferrer-i-Carbonell, A., & Muskens, J.C. (2004)	هلند	Panel data Fixed effects	-۰/۱۹	۰/۲۷
Akmal, Mohammad, & David Stern (2001)	استرالیا	AIDS	بین صفر و یک	بزرگتر از یک
Winston T. Lin, Yueh H. Chen & Robert Chatov(1987)	ایالات متحده	ECM	کم کشش	با کشش

۳. الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)

در این مطالعه به منظور برآورد تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت گاز طبیعی در بخش خانگی کشور از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) استفاده شده است. هم‌چنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارایه می‌دهد.

پسران و شین (۱۹۹۷) ثابت کردند که اگر بردار هم‌جمعی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده به دست آید، افزون بر این که از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیش‌تری برخوردار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Q(L,s) = \sum_{i=1}^{k} \theta_t(L,n) X_{it} + \delta w_t + u_t \qquad (۱)$$

$$Q(L,s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots - \alpha_s L^S) \qquad (۲)$$

$$\theta_t(L,n_t) = \theta_{i0} + \theta_{i1} L + \theta_{i2} + \ldots + \theta_{in_t} L^{n_t} \qquad (۳)$$

که در این رابطه :

L: عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول به طوری که $LX_t=X_{t-1}$

y_t: متغیر وابسته موجود در مدل

X_{it}: بردار متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

K: تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

$n_1,n_2,\ldots,n_t$: تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی

S: تعداد وقفه‌ی بهینه‌ی مربوط به متغیر وابسته مدل

W_t: بردار متغیرهای قطعی هم‌چون عرض‌ازمبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های معین معادله‌ی یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش‌های $s=0,1,2,\ldots,d$ و $i=0,1,2,\ldots,k$ و $0,1,2,\ldots,dn_t=$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دوره‌ی $d+1,\ldots,n$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله‌ی بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC) شوارز- بیزین(SBC) ، حنان-کوئین (HQC) یا ضریب تعدیل شده ($\bar{R}^2$) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارز- بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینه‌ی وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه‌ی آزادی بیش‌تری برخوردار خواهد بود.

جهت تخمین رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد بنابراین برای آزمون هم‌گرایی لازم است آزمون فرضیه‌ی زیر انجام گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0 \qquad (٤)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s\beta_i} \qquad (٥)$$

با محاسبه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارایه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد.

الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_1 = -Q(L,\hat{s})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_{i0}\Delta x_{it} + \delta'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{s'-1} Q^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\hat{n}i-1} \theta^*_{ij}\Delta x_{t,i-j} + u_t \qquad (٦)$$

که در آن Δy_t، Δx_{it} و ΔW_t به ترتیب نشان‌دهنده‌ی مقادیر با وقفه‌ی متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب θ^*_{ij} و Q^* نشان‌دهنده‌ی ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا است.

الگوی تصحیح خطای مزبور به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله‌ی تصحیح خطا، ECT_{t-1} همان جمله‌ی خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس کننده‌ی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل می‌باشد. رابطه یاد

شده مانند رابطه بلندمدت به‌روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر نماید (پسران و همکاران[1]، ۲۰۰۱: ۲۸۹).

٤. برآورد مدل

در مطالعه فوق لگاریتم مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی (میلیون متر مکعب) تابعی از لگاریتم تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)، لگاریتم قیمت حقیقی گاز طبیعی در بخش خانگی (ریال بر مترمکعب) و لگاریتم قیمت حقیقی برق در بخش خانگی (ریال برکیلووات ساعت) قرار گرفته است.

دوره زمانی مورد مطالعه از۱-۱۳۸۷ تا ٤-۱۳۸۸ بوده است. برآورد اولیه توابع فوق نشان داده که مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی نسبت به قیمت حقیقی سوخت‌های جانشین در بخش خانگی کاملاً بی‌معنا بوده است. بنابراین در برآورد نهایی متغیر سوخت‌های جایگزین را از مدل حذف نموده‌ایم. به عبارتی این امر نشان می‌دهد که از نظر آماری جانشینی بین گاز طبیعی و برق در بخش خانگی وجود ندارد.

یکی از عوامل موثر بر کشش قیمتی تقاضا برای یک کالا در هر سطحی از قیمت، وجود و در دسترس بودن کالاهای جانشین برای آن کالا می‌باشد. اگر کالایی دارای جانشین‌های متعدد و قابل دسترس باشد آن کالا با کشش‌تر خواهد بود، به طوری که هرگونه تغییر در قیمت کالا مقدار تقاضا را به شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد. اگر کالایی دارای جانشین‌های بسیار نزدیک و کامل باشد کشش تقاضا برای کالای مورد نظر بی‌نهایت خواهد بود به گونه‌ای که با کوچک‌ترین تغییر در قیمت کالای مورد نظر، تقاضای کالا به‌شدت تغییر می‌کند. هم‌چنین اگر کالایی اصلاً جانشین نداشته باشد در آن صورت آن کالا دارای منحنی تقاضای بی‌کشش است و تغییر در قیمت تقاضای کالای مورد نظر را چندان تغییر نخواهد داد. با توجه به بی‌معنا بودن متغیر سوخت‌های جایگزین برای گاز طبیعی، انتظار می‌رود حالت دوم یعنی منحنی تقاضای بی‌کشش برای حامل انرژی مورد مطالعه حاصل گردد. جهت برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش خانگی و به روش ARDL، ابتدا لازم است تا متغیرها از نظر پایایی و وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مستقل و وابسته مورد بررسی قرار گیرند.

---

[1] Pesaran et al.

نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو به روش دیکی فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح احتمال ۹۵ درصد هم‌جمع از درجه یک بوده‌اند. پس از بررسی درجه هم‌جمعی متغیرها، به منظور برآورد رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست مدل پویای مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی برآورد گردد که نتایج این برآورد در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(1,0,0)

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
C	-۰/۰۵۱	۰/۱۴۵	۰/۳۵۶(۰/۷۲)
LNconsum(-1)	۰/۱۵	۰/۱۶۳	۲/۶ (۰/۰۱) **
LNpriceGas	-۰/۱۲	۲/۶۹	-۰/۳۶۵(۰/۷۱) NS
LNGdp	۰/۶۲۷	۱/۷۱	۱/۹۵(۰/۰۵) *
R-Squared =۰/۷۱, F = ۱۳/۲			

منبع: یافته‌های تحقیق. *معناداری در سطح ۹۰ درصد **در سطح ۹۵ درصد ***در سطح ۹۹ درصد

همان طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود لگاریتم مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی با یک وقفه و لگاریتم قیمت گاز طبیعی و تولید ناخالص داخلی بدون وقفه در نظر گرفته شده‌اند. جهت تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارز- بیزین استفاده شده است. برای اطمینان از صحت مدل تخمینی از آزمون‌های تشخیص استفاده شده که نتایج آن در جدول (۳) نمایش داده شده است.

جدول ۳. آزمون‌های تشخیص

آزمون	آماره LM (گازطبیعی)
Serial Correlation	۳/۶۶ (۰/۳۳)
Functional Form	۰/۴۳ (۰/۵)
Normality	۲/۶۱ (۰/۲۷)
Heteroscedasticity	۴/۳۳ (۰/۰۴)

منبع: یافته‌های تحقیق.

آماره LM جهت تشخیص وجود و یا عدم وجود خودهم‌بستگی برابر ۳/٦٦ بوده و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۳۳ به دست آمده است. با در نظر گرفتن سطح خطای ۵ درصد و مقایسه آن با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهم‌بستگی پذیرفته می‌شود. آماره LM جهت تشخیص شکل تبعی صحیح برابر ۰/٤۳ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۵ بوده که در سطح خطای ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته می‌شود و فرضیه مقابل یعنی شکل تبعی ناصحیح پذیرفته نمی‌شود. آماره LM برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر ۲/٦۱ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۲۷ به دست آمده است که با مقایسه با حداقل سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. برای تشخیص واریانس همسانی آماره LM، ٤/۳۳ به دست آمده و حداقل سطح معناداری نیز ۰/۰٤ بوده که در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی را می‌توان پذیرفت.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت لازم است که وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرد. در این قسمت دو روش جهت تشخیص رابطه هم‌جمعی مورد آزمون قرار گرفته است. اولین روش محاسبه آماره t (رابطه ۵) و کمیت بحرانی ارایه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر و دومین روش، آزمون دو مرحله‌ای انگل- گرنجر می‌باشد.

در اولین روش مقدار آماره t محاسبه و نتایج آن در جدول (٤) نشان داده شده است. لازمه تعدیل الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب مربوط به متغیر وابسته با وقفه کوچک‌تر از یک باشد. قدر مطلق آماره t محاسبه شده از قدر مطلق آماره دولادو و مستر در سطح معناداری ۵ درصد بیش‌تر بوده، بنابراین می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین مصرف گاز طبیعی خانگی و متغیرهای توضیحی را رد نمود. حال با توجه به تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین متغیرهای مدل می‌توان با حصول اطمینان از نبود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخت.

جدول ٤. نتایج حاصل از آزمون هم‌جمعی الگوی پویای مصرف گاز طبیعی خانگی

تعداد مشاهدات	آماره محاسباتی	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اطمینان			
		۲۵ درصد	۱۰درصد	۵ درصد	۱درصد
۲۵	-۵/۲۲	-۲/٦	-۳/۲٤	-۳/٦٤	-٤/۵۳
۵۰	-۵/۲۲	-۲/٦۳	-۳/۲	-۳/۵۷	-٤/۲۹

منبع: یافته‌های تحقیق.

در دومین روش از آزمون دو مرحله‌ای انگل – گرنجر استفاده شده و نتایج آن در جدول (٦) نشان داده شده است. انگل و گرنجر (۱۹۷۸)، روشی دو مرحله‌ای را برای مدل‌سازی فرایندهای هم‌انباشته ارایه نمودند. در مرحله اول این روش، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد (مانند دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته) از ریشه واحد داشتن متغیرهای مورد بررسی، اطمینان حاصل کرده و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) معادله مورد نظر تخمین زده می‌شود.

پس از تخمین مدل به روش OLS، آزمون ریشه واحد روی جمله پسماند با انتخاب ۲ وقفه صورت پذیرفت. نتایج نشان می‌دهد جمله پسماند ماناست.

٤-۱. مدل بلندمدت

نتایج مربوط به برآورد رابطه بلندمدت مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی در جدول (۵) نمایش داده شده است. با توجه به فرم لگاریتمی متغیرها ضرایب نشان دهنده کشش بوده است.

نتایج نشان داد که کشش قیمتی برای گاز طبیعی بی‌معنا و در بلندمدت ۰/۳٦- به دست آمده، این امر اولاً نشان می‌دهد که گاز طبیعی در بخش خانگی کالایی بی‌کشش می‌باشد. کشش درآمدی گاز طبیعی در بخش خانگی در بلندمدت به ترتیب ۰/۸۸ به دست آمده است این امر اولاً نشان می‌دهد که گاز طبیعی در بخش خانگی کالایی ضروری بوده و ثانیاً نشان می‌دهد که ده درصد افزایش در درآمد، با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به افزایش ۸/۸ درصدی میزان مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی خواهد شد.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
C	-۰/۵	۰/۱۵۳	۱/۰۵ (۰/٤٤)
LNpriceGas	-۰/۳٦	۲/۸۱	-۱/۳٦(۰/۵۱) NS
LNGdp	۰/۸۸	۱/۹۷	۱/۹۷ (۰/۰٤) *

منبع: یافته‌های تحقیق. *معناداری در سطح ۹۰ درصد **در سطح ۹۵ درصد ***در سطح ۹۹ درصد

٤-۲. مدل کوتاه‌مدت

وجود هم‌گرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در نرم‌افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارایه شود به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است که نتایج آن در جدول (٦) آورده شده است. در جدول زیر ∂ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

جدول ٦. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
∂ C	-۰/۰۵	۰/۱٤۵	۰/۳۵٦ (۰/۷۲٤)
∂ LNpriceGas	-۰/۱۲	۲/٦۹	-۰/۳٦۵ (۰/۷۱۷) NS
∂ LNGdp	۰/٦۲۷	۱/۷۱	۱/۹۵ (۰/۰۵) *
ecm(-1)	-۰/۹۵	۰/۱٦	-۵/۸۳ (۰/۰۰) ***
R-Squared =۰/۵۷۳ ,F = ۱٤/۷٦			

منبع: یافته‌های تحقیق. *معناداری در سطح ۹۰ درصد **در سطح ۹۵ درصد ***در سطح ۹۹ درصد

همان‌گونه که در جدول (٦) نشان داده شده، کشش قیمتی گاز طبیعی در کوتاه‌مدت به ترتیب ۰/۱۲- بوده و از نظر آماری معنادار نیست هم‌چنین گاز طبیعی کالایی کم‌کشش می‌باشد و این به

معنای کارایی پایین سیاست قیمتی در کوتاه‌مدت می‌باشد. کشش درآمدی برای گاز طبیعی ۰/٦۲۷ به دست آمده و نشان می‌دهد که اولاً گاز طبیعی در بخش خانگی کالای ضروری بوده و ثانیاً ده درصد افزایش درآمد در کوتاه‌مدت، افزایش ٦/۲۷ درصدی مصرف گاز طبیعی را نتیجه می‌دهد.

ضریب ecm(-1) در کوتاه‌مدت ۰/۹۵- به دست آمده و با اطمینان بسیار بالایی معنادار بوده و علامت آن نیز مورد انتظار (منفی) است. این ضریب نشان‌دهنده سرعت تعدیل بسیار بالاست. بر اساس این ضریب ۹۵ درصد از بی‌تعادلی برای گاز طبیعی در هر دوره تعدیل می‌گردد.

۵. ثبات ضرایب

لوکاس در سال ۱۹۷٦ استدلال می‌کند: «دلیلی وجود ندارد که بر این اعتقاد باشیم ساختار قواعد تصمیم‌گیری در روابط اقتصادی در اثر یک مداخله سیاستی تغییر نکند.» لوکاس بیان می‌کند وقتی که مردم و کارگزاران براساس تمام اطلاعات خود بهینه‌یابی انجام می‌دهند، پارامترهای تخمین‌زده شده در یک الگوی اقتصادی نسبت به تغییرات ناشی از سیاست‌گذاری‌های اقتصادی واکنش نشان داده و بی‌ثبات می‌شوند.

این آزمون ابتدا توسط «براون، دوربین و اوانس» پیشنهاد گردید اما پسران و پسران در سال ۱۹۹۷ بکارگیری آزمون‌های فوق را برای تعیین ثبات ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل تصحیح خطا پیشنهاد کردند. آزمون CUSUM و CUSUMSQ برای مصرف گاز طبیعی در بخش خانگی بررسی گردیده است. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد آماره‌های آزمون فوق در داخل خطوط مستقیم قرار داشته که این خود به معنای ثبات ضرایب می‌باشد.

٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج مربوط به کشش‌ها نشان می‌دهد که گاز طبیعی در بخش خانگی کالایی بی‌کشش و ضروری می‌باشند که یکی از دلایل آن جانشین‌های ضعیفی برای این حامل انرژی در بخش خانگی می‌باشد. نتایج هم‌چنین نشان داد که کشش قیمتی و درآمدی گاز طبیعی در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت بوده که این امر مطابق نتایج دیگر مطالعات داخلی و خارجی بوده است.

نتایج مربوط به کشش حاکی از آن است که کشش قیمتی برای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در بخش‌خانگی، به‌ترتیب ۰/۱۲- و ۰/۳٦- (بی‌معنا در سطح ۹۰ درصد) و کشش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/٦۲۷ و ۰/۸۸ خواهد بود.

خانوارها به دلیل محدودیت در جانشینی وسایل گرمایشی و سرمایشی با سایر سوخت‌ها، معمولا قادر نخواهد بود در ازای تغییر قیمت، به میزان زیادی مصرف گاز طبیعی خود را کاهش دهند و معمولا تا اندازه‌ای که مصرف مازاد است کاهش خواهد یافت. بی‌کشش بودن گاز طبیعی در بخش خانگی سبب خواهد شد تا سیاست قیمتی کارایی لازم را نداشته باشد. بنابراین آزادسازی قیمت گاز طبیعی و حذف یارانه آن می‌تواند کارایی سیاست قیمتی را افزایش دهد. ضمنا آزادسازی قیمت گاز طبیعی می‌تواند از مصرف بی‌رویه و بالای این سوخت مهم در کشور که نتیجه قیمت‌گذاری یارانه‌ای آن بوده، جلوگیری نماید. به موازات فرایند آزادسازی قیمت برای کاهش مصرف گاز طبیعی، سوخت مصرفی لوازم خانگی نیز با سایر سوخت‌ها مانند برق جایگزین گردد.

منابع

- اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر(۱۳۷۸). برآورد تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی و پیش‌بینی آن طی برنامه سوم، *مجله برنامه و بودجه*، ٤(٤٦ و ٤٧): ۳-٤۰.
- اشراق‌نیای جهرمی، عبدالحمید، ایقانی یزدلی، روح‌اله (۱۳۸۷). مدلسازی مصرف گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی و بررسی امکان جانشینی گاز طبیعی به جای فرآورده‌های نفتی در ایران. *فصلنامه شریف*:۷۵-٦۵.
- تشکینی، احمد (۱۳۸٤). اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit. مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، تهران.
- صادقی، حسین، مهرگان، نادر، امانی، مسعود(۱۳۹۱). استفاده از روش روز درجه در برآورد تقاضای گاز طبیعی بخش خانگی ایران: با رویکرد پانل دیتا. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۹(۳۲): ۱۸۷-۱٦۹.
- کشاورز حداد، غلامرضا، میرباقری جم، محمد (۱۳۸٦). بررسی تابع تقاضای گاز طبیعی (خانگی و تجاری) در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۲):۱٦۰-۱۳۷.

- لطفعلی پور، محمد رضا، باقری، احمد (۱۳۸۲). تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی مصارف خانگی شهر تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*.(۱۶): ۱۵۱-۱۳۳.
- مشیری، سعید، شاهمرادی، اکبر (۱۳۸۵). برآورد تقاضای گازطبیعی و برق خانوارهای کشور: مطالعه خرد مبتنی بر بودجه خانوار. *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۷۲): ۳۳۵-۳۰۵.
- مهرگان، نادر، قربانی، وحید (۱۳۸۸). تقاضای کوتاه مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل. *پژوهشنامه حمل و نقل*، ٦(٤):٥-٦.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- وزارت نیرو، معاونت انرژی، دفتر برنامه‌ریزی انرژی، ترازنامه انرژی، سال‌های مختلف.
- Akmal, M., & Stern, D. (2001). Reseidential energy demand in Australia: An application of dynamic OLS. Australian bureau of agricultural and resource economics, Australian National University, WP 0101.
- Kamerschen, R, D., R. & Porter, V, D. (2004). The demand for residential, industrial and total electricity. *Energy Economics*, 26(1):87–100.
- Erdogdu, E. (2010). Natural gas demand in Turkey. *Applied Energy*, 87(1): 211-219.
- Halicioglu, F. (2007). Residential electricity demand dynamics in Turkey. *Energy Economics*, 29(2): 199–210.
- Filippini, M., & Pachauri, S. (2004). Elasticities of electricity demand in urban Indian households. *Energy Policy*, 32(3): 429–436.
- Narayan, P.K., & Smyth, S. (2005). The residential demand for electricity in Australia: An application of the bounds testing approach to cointegration. *Energy Policy*, 33(4):467–474.
- Pesaran, M.H., & Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289–326.
- Winston T. Lin., & Yueh H. Ch., & Chatov, R. (2002). The demand for natural gas, electricity and heating oil in the United States . *Resources and Energy* , 9(3): 233-258.